

**Economics School of Louvain - ESL
Economics School of Namur - ESN**

Dollarisation partielle et *pass-through* du taux de change. Étude empirique pour l'Amérique latine.

Author : Vincent Notte

Thesis Director : Vincent Bodart

Thesis Reader : Romain Houssa

Academic Year 2021-2022

Master in Economics – 120 credits – Focus : finalité spécialisée

Thèse de master en économie

Dollarisation partielle et pass-through du taux de change.

Étude empirique pour l'Amérique latine.

Par Vincent Notte¹

Sous la supervision du professeur Vincent Bodart²

Août, 2022

Résumé

Cette étude vise à réexaminer l'effet de *pass-through* du taux de change ainsi que l'impact de la dollarisation partielle sur celui-ci, pour un groupe de pays d'Amérique latine sur la période 2000-2018. La méthodologie empirique utilisée est une régression 2SLS (Two-Stage Least Squares) en variables instrumentales pour données de panel, proposée par Arellano-Bond (2003) et reprise par Carranza et al. (2009). Les résultats de notre étude montrent que le *pass-through* du taux de change est généralement positif et partiel, conformément à la littérature, mais que l'impact de la dollarisation sur celui-ci n'est pas robuste. De plus, notre analyse complémentaire montre que l'intensité du *pass-through* et l'effet de la dollarisation sont fortement hétérogènes entre les pays étudiés et varient dans le temps.

¹ Economics School of Louvain. E-mail: Vincent.notte@student.uclouvain.be or vincentnotte1@yahoo.fr

² IRES, Economics School of Louvain.

Table des matières

1. Question de recherche.....	3
2. <i>Pass-through</i> du taux de change et dollarisation	6
2.1 Le <i>pass-through</i> du taux de change.....	6
2.2 La dollarisation.....	9
2.3 Impact de la dollarisation sur le <i>pass-through</i>	10
2.4 Enjeux pour la politique monétaire	13
3. Données et aspects méthodologiques	14
3.1 Données	15
3.2 Mesure du degré de dollarisation	17
3.2.1 Méthode de calcul de l'indice	18
3.2.2 Valeurs de l'indice de dollarisation.....	19
3.3 Mesure du régime de change.....	21
3.4 Variables d'intérêt	22
4. Sélection des modèles empiriques	24
4.1 Motivation	24
4.2 Modèle 1	25
4.2.1 Interprétation théorique des coefficients.....	27
4.2.2 Méthode économétrique : instrumentalisation	30
4.2.3 Méthode économétrique : effets fixes ou aléatoires.....	30
4.3 Résultats	31
5. Analyse de robustesse : autres variantes du modèle	36
5.1 Modèle 2 : inflation trimestrielle.....	36
5.2 Modèle 2.a : modification de l'indice de dollarisation.....	38
5.3 Modèle 2.b : investissement réel privé.....	41
5.4 Modèle 3 : variation du taux de change à la période t.....	43
5.5 Modèle 4 : taux de change nominal effectif.....	45
6. Hétérogénéité entre pays et effets temporels	48
6.1 Modèle 5 : hétérogénéité entre pays.....	48
6.2 Modèle 6 : effets temporels	50
7. Principaux enseignements	53
7.1 <i>Pass-through</i> du taux de change	54
7.2 Dollarisation partielle.....	54
7.3 Enseignements complémentaires	55
8. Critiques et recherches futures	57
9. Annexes	59
10. Bibliographie.....	62

Liste des tableaux et graphiques

3.1 Pays utilisés dans l'analyse et nombre d'observations	16
3.2 Statistiques pour les variables d'intérêt.....	20
3.3 Statistiques pour l'indice de dollarisation	21
3.4 Nombre de périodes par régime de change	22
4.2 Équations type	26
4.3 Modèle 1 : résultats	32
5.1 Modèle 2 : résultats	37
5.2 Modèle 2.a : résultats	40
5.3 Modèle 2.b : résultats	42
5.4 Modèle 3 : résultats	44
5.5 Modèle 4 : résultats	47
6.1 Modèle 5 : résultats	49
6.21 Modèle 6 (local projections) : résultats effet de <i>pass-through</i>	51
6.22 Modèle 6 (local projections) : résultats impact du degré de dollarisation	53
Annexe 1 Dollarisation moyenne par pays (2000-2018)	59
Annexe 2 Évolution de la dollarisation moyenne (16 pays)	59
Annexe 3 Évolution de la dollarisation par pays	60
Annexe 4 Évolution de la dollarisation par pays	60
Tableau récapitulatif Études de la dollarisation	61

1. Question de recherche

Dans cette étude, nous nous intéresserons à la mesure du degré de *pass-through* du taux de change et au rôle de la dollarisation dans la détermination de celui-ci, pour un groupe de pays d'Amérique latine, sur une période allant de 2000 à 2018.

Le *pass-through* du taux de change, à savoir l'intensité avec laquelle les variations du taux de change nominal d'un pays affectent son taux d'inflation domestique (Carranza et al. 2009), est un élément déterminant de l'efficacité de la politique monétaire, notamment lorsque celle-ci vise la stabilité des prix. D'un côté, un *pass-through* du taux de change moins intense permet une plus grande flexibilité dans la conduite et le choix de la politique monétaire. En effet, la

réaction de l'inflation étant moins forte, la peur d'opter pour un taux de change flottant (*fear of floating*) est moins importante (Mishkin, 2008). Ceci est particulièrement vrai dans les cas où la banque centrale fait face à un *trade-off* entre inflation et output. D'un autre côté, un faible *pass-through* du taux de change peut également limiter la transmission de la politique monétaire, et ce faisant rendre plus difficile l'atteinte de l'objectif fixé par la banque centrale (Jasová et al. 2016). Pour ces raisons, la mesure du degré de *pass-through* du taux de change a fait l'objet de nombreuses études (Borensztein et al. 2016 ; Reinhart et al. 2003 ; Gonzalez Anaya et al. 2000), dont la majeure partie porte sur les pays industrialisés (Aisen, 2021).

Parmi les études consacrées aux pays émergents, quelques-unes investiguent en particulier l'impact de la **dollarisation** sur le degré de *pass-through* du taux de change (Reinhart et al. 2003 ; Carranza et al. 2009 ; Carranza et al. 2004). La dollarisation est un phénomène qui est en effet largement présent dans les pays émergents et en développement, et spécialement en Amérique latine (Borensztein et al. 2016). Le plus souvent il s'agit de dollarisation partielle (également appelée dollarisation *de facto*), raison pour laquelle c'est cette dernière qui fait l'objet de notre étude. Une partie de la littérature et notamment Salama (1989) définit la dollarisation partielle comme le fait pour le dollar américain « *de s'imposer de plus en plus comme réserve de valeur, unité de compte et moyen d'échange pour certains produits* » (Salama, cité par Minda, 2005, p.5)³. Néanmoins, notre étude se base sur une autre définition de la dollarisation partielle, définie par Reinhart et al. (2003) comme étant « *caractérisée par des ménages et des firmes qui détiennent une fraction de leur portefeuille en monnaie étrangère et/ou par une dette publique et privée partiellement nominée en monnaie étrangère* » (Reinhart et al. 2003, p.7). La *monnaie étrangère* considérée dans notre étude se limitera cependant au dollar américain, car il s'agit de la monnaie étrangère dominante en Amérique latine (Reinhart et al. 2003)⁴. Avec cette définition, on comprend qu'en cas de dollarisation partielle la monnaie locale et le dollar cohabitent dans l'économie, contrairement à la dollarisation **officielle** (aussi appelée totale ou *de jure*) où le dollar devient la monnaie officielle et bien souvent unique du pays⁵. En Amérique latine, seulement trois pays sont actuellement officiellement dollarisés (Panama, Équateur et Salvador).

³ Il s'agit là de la définition des trois fonctions de la monnaie.

⁴ Dans la littérature, le concept de xéno-monétisation qui correspond au fait de libeller les dépôts et les prêts en monnaie étrangère (Machlup et al. 1974), est souvent confondu avec la dollarisation comme entendue dans notre étude.

⁵ Ce n'est pas toujours le cas, puisque le Panama a opté pour le dollar comme monnaie officielle tout en conservant le cours légal de sa monnaie locale (le balboa).

L'objet de notre étude est donc de réexaminer l'impact de la dollarisation partielle sur degré de *pass-through* du taux de change. Alors que les études précédentes portaient sur un large panel, à priori fortement hétérogène de pays émergents (Carranza et al. 2009 ; Reinhart et al. 2003), au début des années 2000, nous nous concentrerons ici sur un groupe de pays plus restreint et sur une période plus récente. En plus de l'analyse en panel, nous effectuons également une analyse par pays, ainsi qu'une analyse temporelle. À notre connaissance, ce travail est le premier qui étudie l'impact de la dollarisation partielle sur le *pass-through* du taux de change en Amérique latine, tout en testant la variation de ces effets dans le temps et leur hétérogénéité entre pays (voir [section 6](#)). Comme nous le montrerons en détail plus loin, le degré de dollarisation a un impact potentiel sur le degré de *pass-through* et, par ce biais, influence l'efficacité de la politique monétaire. Une grande partie de la littérature montre que la dollarisation partielle a pour effet d'augmenter l'intensité du *pass-through* du taux de change, qui est d'ailleurs lui-même assez faible (Reinhart et al. 2003 ; Carranza et al. 2009). Notre étude indique quant à elle l'existence d'un *pass-through* du taux de change dont l'intensité correspond à ce qui est obtenu dans la littérature. Cependant, nous trouvons que l'impact de la dollarisation sur ce même *pass-through* est faible et que son effet est peu robuste.

Notre étude est structurée de la manière suivante. Dans la [section 2](#), nous discutons du *pass-through* du taux de change et de la dollarisation, ainsi que de l'impact potentiel de la dollarisation partielle sur le degré de *pass-through* du taux de change. Les enjeux pour la politique monétaire sont également discutés brièvement. Dans la [section 3](#), nous présentons de manière détaillée les données pour notre analyse empirique. La méthodologie empirique est ensuite présentée dans la [section 4](#), avec les premiers résultats. La [section 5](#) comprend une série de modèles complémentaires visant à tester la robustesse des résultats obtenus dans la section précédente, tandis que la [section 6](#) examine certains éléments d'hétérogénéité et d'effets temporels. La [section 7](#) présente les principaux enseignements de notre étude économétrique tandis que la [section 8](#) met l'accent sur certaines faiblesses de notre analyse et quelques perspectives de recherche future.

2. *Pass-through* du taux de change et dollarisation

Cette section discute de l'effet de *pass-through* du taux de change et de la dollarisation. La [section 2.1](#) étudie l'effet de *pass-through* du taux de change et les différentes chaînes de transmission qui le composent. La [section 2.2](#) analyse le phénomène de dollarisation partielle mais également officielle, tandis que la [section 2.3](#) étudie la manière dont la dollarisation partielle influence le *pass-through* du taux de change. Finalement, la [section 2.4](#) explique en détail l'importance de l'étude du *pass-through* et de la dollarisation pour la politique monétaire.

2.1 Le *pass-through* du taux de change

Par le passé, de nombreux économistes se sont penchés sur l'effet de *pass-through* du taux de change et encore récemment de nouvelles études viennent s'ajouter à la littérature sur le sujet (Osbat et al. 2021 ; Aisen et al. 2021 ; Jasová et al. 2016). La première littérature s'est d'abord attardée à expliquer les raisons pour lesquelles la loi du prix unique⁶ ne tient pas. La loi du prix unique peut également être énoncée selon la loi de parité de pouvoir d'achat absolue (PPA absolue). Pour rappel, lorsque la loi du prix unique tient, l'effet de *pass-through* du taux de change est total ce qui signifie qu'une dépréciation du taux de change nominal (ici en unités de monnaies locales par dollar) se répercute entièrement dans l'inflation domestique. Une dépréciation de ce taux de change de 1% entraîne ainsi une hausse de 1% des prix domestiques, impliquant que le taux de change réel ne varie pas. Les travaux de Dornbush (1987), de Froot et Klemperer (1989) et de Obstfeld et Rogoff (1995) montrent qu'en cas d'imperfections de marché – concurrence imparfaite, substituabilité imparfaite des biens, rigidité des prix – la loi du prix unique ne tient plus (Aisen et al. 2021). Ces imperfections de marché ont ainsi pour effet de réduire l'intensité du *pass-through* du taux de change, celui-ci n'étant plus maximal. À cela, Krugman (1999) ajoute les effets de bilan – dont le *currency mismatch* – pouvant altérer la profitabilité des entreprises suite à une variation du taux de change, et donc influencer l'effet de *pass-through*. Comme nous le verrons, ces effets de bilan sont particulièrement applicables aux cas des économies dollarisées tels que les pays d'Amérique latine (voir [section 2.2](#)).

⁶ La loi du prix unique stipule que : « en l'absence de frictions à l'échange et sous les hypothèses de concurrence parfaite et de flexibilité des prix, des biens identiques sont vendus au même prix dans des pays différents après prise en compte du taux de change » (<https://spiegato.com/fr/quest-ce-que-la-loi-du-prix-unique>).

La plupart des travaux réalisés montrent que le *pass-through* du taux de change est généralement faible et que celui-ci a diminué dans le temps, que ce soit dans les pays émergents ou industrialisés (Razafimahefa, 2012). Carranza et al. (2009) détectent un *pass-through* du taux de change variant en général entre 5 et 15%. Pour les pays émergents, les études indiquent que la baisse de l'intensité du *pass-through* du taux de change a été influencée par la modification de l'environnement inflationniste⁷, qui aurait baissé (Chouldri et Hakura, 2006) en raison d'une politique monétaire plus crédible avec un ciblage de l'inflation (Taylor, 2000 ; McCarthy 2007). En revanche, il semble que le régime de change n'ait aucun impact sur l'intensité du *pass-through* du taux de change (Akofio-Sowah, 2009, Chouldri et Hakura, 2006).

De manière générale, on peut considérer trois canaux directs et indirects qui influencent le *pass-through* du taux de change: (i) le prix des importations (direct), (ii) les effets de bilan (indirect) et (iii) la compétitivité des entreprises exportatrices (indirect). Concernant le **prix des importations (i)**, l'hypothèse émise notamment dans les modèles Mundell-Fleming est que la dépréciation nominale de la monnaie locale (ici par rapport à une unité de dollar américain⁸) entraîne une hausse du prix des importations en monnaie domestique - pour autant que le prix des importations soit libellé dans une monnaie étrangère - poussant ainsi les prix domestiques à la hausse. Il s'agit d'un effet de transmission direct du taux de change nominal vers l'inflation (Carranza et al. 2009), que l'on appelle également inflation importée. En second lieu, on retrouve les **effets de bilan (ii)** et plus précisément ledit *currency mismatch*. Pour rappel, le *currency mismatch*⁹ est caractérisé par le fait qu'une partie de l'endettement (passif) – des entreprises, des banques et/ou de l'état – est exprimée en monnaie étrangère (dans notre cas le dollar américain), alors que les actifs sont nominés en monnaie locale¹⁰. La dépréciation de la monnaie locale face à la monnaie étrangère présente dans les bilans des entreprises a pour conséquence de dégrader leur valeur nette, la valeur de l'endettement (passif) augmentant face à l'actif. Il s'ensuit alors une baisse de l'investissement des entreprises, tirant la demande globale et les prix vers le bas et réduisant ainsi l'effet de *pass-through* du taux de change (Krugman, 1999). Afin de tenir compte et d'observer ces effets de bilan, les travaux de Carranza

⁷ Hypothèse posée par Taylor (2000), selon laquelle les pays ayant des taux d'inflation plus élevés sont sujets à un *pass-through* du taux de change plus intense.

⁸ Cette étude utilise le taux de change nominal en terme d'unités de monnaie locale par unité de dollar américain, excepté pour la [section 5.5](#) où nous utilisons le taux de change nominal effectif.

⁹ https://www.piie.com/publications/chapters_preview/373/3iie3608.pdf

¹⁰ Cet endettement en monnaie étrangère s'explique par le phénomène d'*original sin*; c'est à dire l'incapacité de se financer en monnaie locale (Eichengreen et Hausmann, 2005) car les agents préfèrent prêter et détenir les monnaies étrangères plus stables - dans notre cas le dollar américain (Reinhart et al. 2003).

et al. (2009) séparent les dépréciations fortes et faibles du taux de change. En effet, Carranza et al. (2009) considèrent que lorsque la dépréciation du taux de change nominal est assez forte, les effets de *currency mismatch* au sein des bilans des entreprises sont exacerbés. L'intensité avec laquelle ces effets de bilan impactent le *pass-through* du taux de change dépendra notamment de la proportion de biens échangeables et non-échangeables dans la production totale du pays (Carranza et al. 2009)¹¹. Si les biens échangeables représentent une part importante de la production, les effets de bilan sont atténués. Cela vient du fait que les entreprises produisant en grande partie des biens échangeables ont une part plus importante de leurs actifs libellés en monnaie étrangère - le revenu de leurs exportations. Leurs bilans sont donc moins impactés par une variation du taux de change. De plus, ces entreprises exportatrices peuvent profiter d'un gain de compétitivité suite à la dépréciation réelle du taux de change¹² (Carranza et al. 2009). Ce dernier élément nous mène au troisième canal qui influence l'intensité de l'effet de *pass-through* du taux de change, c'est-à-dire la **compétitivité des exportations (iii)**. La dépréciation du taux de change nominal, si elle entraîne une dépréciation réelle du taux de change, a pour effet d'augmenter les quantités exportées (effet « export-push » ou compétitivité), les biens devenant moins chers pour les pays importateurs - pour autant que le prix des exportations soit libellé dans la monnaie du pays exportateur et non en dollar par exemple. L'amélioration de la compétitivité des entreprises domestiques a pour effet de stimuler leurs investissements et donc indirectement la demande globale et les prix domestiques (Carranza et al. 2009). L'intensité avec laquelle l'effet de compétitivité affecte le *pass-through* du taux de change dépendra en grande partie du degré d'ouverture au commerce et de l'intensité capitaliste de la production (Carranza et al. 2009)¹³. Les pays plus ouverts au commerce ont en effet une part plus grande d'entreprises exportatrices qui sont susceptibles de profiter des gains de compétitivité à l'exportation.

Cependant, le gain de compétitivité formulé par Carranza et al. (2009) ne tient pas compte du fait que la majeure partie des exportations des pays d'Amérique latine est libellée en dollar (Gopinath et al. 2019). De cette observation découle la théorie du *Dominant Currency Pricing*, qui est un élément explicatif nouveau que notre étude apporte par rapport à la littérature précédente. Grossièrement expliquée (pour plus de détails voir Gopinath et al. 2019), la théorie du DCP stipule que dans les pays en développement – et particulièrement l'Amérique latine –

¹¹ On peut également considérer l'ouverture au commerce du pays en question.

¹² Ceci n'est vrai que si la théorie du *Dominant Currency pricing* ne s'applique pas ou peu (Gopinath et al. 2019).

¹³ Si un plus grand nombre d'entreprises exportent à l'étranger, la hausse de leur compétitivité aura une influence plus importante sur la demande domestique et les prix.

une grande partie des biens qui sont exportés sont libellés en dollar, la « *monnaie dominante* » dans ce cas. Dès lors, une dépréciation réelle de la monnaie locale (induite par la dépréciation nominale) n'a plus d'effet positif sur les exportations à court terme car seule la variation du taux de change bilatéral entre le dollar et la monnaie du pays importateur compte désormais pour déterminer le gain de compétitivité à l'exportation¹⁴. Dès lors, au moins à court terme, les gains de compétitivité à l'exportation qui font normalement suite à une dépréciation réel du taux de change domestique n'existent plus, ne générant donc pas de hausse de l'investissement des entreprises, de la demande et des prix. Bien au contraire, la dépréciation du taux de change générant toujours de l'inflation importée, celle-ci peut ensuite se transmettre sur les salaires et les prix des biens exportés, réduisant alors la compétitivité des entreprises exportatrices.

En résumé, suite à une dépréciation du taux de change nominal: (i) la hausse du prix des importations en monnaie locale (« inflation importée ») augmente l'intensité du *pass-through* du taux de change, (ii) les effets de bilan (« currency mismatch ») la font baisser, et (iii) l'effet compétitivité la fait augmenter, si et seulement si la théorie du *dominant currency pricing* ne s'applique pas. Si par contre cette dernière s'applique, alors l'effet compétitivité des exportations s'amenuise, voir disparaît. Le sens du *pass-through* du taux de change dépendra de l'effet net produit par ces trois chaînes de transmission.

2.2 La dollarisation

La dollarisation est un phénomène qui a été largement étudié par les économistes, principalement au début des années 2000 lorsque celle-ci est devenue une caractéristique importante de beaucoup d'économies en développement (Edwards, 2001 ; Carranza et al. 2004 ; Alvarez-Plata et al. 2007 ; etc.). Les premières études sur la dollarisation ont toutefois été réalisées dans les années 1980 (Ortiz, 1983 ; Ramirez-Rojas, 1985) et portaient sur certains pays d'Amérique latine dont l'inflation était alors élevée. Les nombreuses crises économiques, bancaires et de change qui sont survenues entre 1990 et 2000 en Amérique latine ont à nouveau remis en question le fonctionnement des économies, des politiques monétaires et de change et relancé le débat sur la dollarisation, qu'elle soit partielle ou officielle. Le [tableau récapitulatif](#) en annexe reprend quelques exemples d'études sur le sujet de la dollarisation (partielle et officielle).

¹⁴ Cela n'est vrai que si la monnaie officielle du pays exportateur n'est pas le dollar. Les États-Unis ne connaissent donc pas cet effet.

Plusieurs raisons permettent d'expliquer le phénomène de dollarisation **partielle** (dont la définition est proposée à la [section 1](#)), qui est par ailleurs généralement persistant (Reinhart et al. 2003). La raison la plus souvent évoquée est l'histoire inflationniste des économies (Reinhart et al. 2003). Dans les économies inflationnistes, on constate en effet une forte « *peur de flotter* », c'est-à-dire la peur d'opter pour un régime de change flottant et de voir ainsi la monnaie locale se déprécier, générant de l'inflation. Les agents sont donc incités à prêter et détenir des monnaies étrangères plus stables (ici le dollar américain) plutôt que la monnaie locale (Reinhart et al. 2003).

Remarquons que la dollarisation partielle peut également être divisée en plusieurs sous-catégories selon d'autres caractéristiques, comme cela est fait dans Reinhart et al. (2003). Il s'agit par exemple de classer les économies selon que la dollarisation est essentiellement d'origine domestique (dollarisation des dépôts bancaires et de la dette publique) ou d'origine externe (dette externe du secteur privé). Cette classification sera utilisée pour construire l'indice de dollarisation de notre étude (voir [section 3.2.1](#)).

2.3 Impact de la dollarisation sur le *pass-through*

Reinhart et al. (2003) et Carranza et al. (2009) montrent qu'un degré de dollarisation partielle (calculé selon Reinhart et al. 2003) plus important, est associé à un *pass-through* du taux de change plus élevé.

Nous reprenons ici les différentes chaînes de transmission du *pass-through* vues à la [section 2.1](#) et montrons comment la dollarisation partielle affecte celles-ci. Premièrement, le canal de transmission du **(i) prix des importations** est intensifié par le degré de dollarisation. En effet, puisque par nature un pays hautement dollarisé commerce fortement avec les États-Unis, l'intensité de ses échanges avec ce dernier implique que le prix d'une grande partie des biens importés est dépendant du taux de change bilatéral avec le dollar (taux de change utilisé dans notre étude), générant ainsi une forte inflation en cas de dépréciation du taux de change (Reinhart et al. 2003)¹⁵. De plus, le fait que certains biens ou services locaux soient payables en dollar dans les pays les plus dollarisés augmente encore l'intensité de ce *pass-through*

¹⁵ Ce résultat suppose que le taux de change effectivement considéré soit le taux de change bilatéral par rapport au dollar américain.

(Alvarez-Plata et al, 2007). Carranza et al. (2009) ajoutent que **(ii) les effets de bilan** – précisément le *currency mismatch* – sont en général plus importants dans les pays où le degré de dollarisation est élevé. Dès lors, les effets de bilan réduisent le *pass-through* du taux de change plus fortement dans les pays hautement dollarisés. Une hausse du degré de dollarisation entraîne donc une réduction de l'intensité du *pass-through* via le canal des effets de bilan (Carranza et al. 2009). En troisième lieu, Carranza et al. (2009) ne mentionnent aucun lien théorique entre le degré de dollarisation et le canal à travers lequel **(iii) la compétitivité des entreprises exportatrices** influence le *pass-through* du taux de change. Cependant, puisque notre étude considère la théorie du *Dominant Currency Pricing* (Gopinath et al. 2019), le degré de dollarisation partielle a bien un impact sur l'intensité du *pass-through* du taux de change au travers de la compétitivité (« export push »). En effet, plus le degré de dollarisation augmente, plus la théorie du DCP s'applique¹⁶ et plus les gains de compétitivité liés à la dépréciation du taux de change disparaissent (voir Gopinath et al. 2019). Pour rappel, cela s'explique par le fait qu'une grosse partie des exportations des pays fortement dollarisés sont libellées en dollars (voir [section 2.1](#)). Un pays fortement dollarisé aura donc peu, voire pas de gains de compétitivité aux exportations, en comparaison des pays moins dollarisés qui profitent toujours de cet effet. Le canal de transmission de (iii) la compétitivité des entreprises exportatrices vers l'inflation domestique est donc affaiblit lorsque le degré de dollarisation augmente, réduisant ainsi l'intensité du *pass-through* du taux de change (si et seulement si la théorie du DCP s'applique plus fortement dans les pays dollarisés).

En résumé, le degré de dollarisation d'un pays influence les trois canaux de transmission (directs et indirects) du *pass-through* du taux de change. Un niveau de dollarisation plus élevé implique une transmission plus forte du (i) prix des importations vers les prix domestiques, augmentant l'intensité de *pass-through*. Cependant, un niveau de dollarisation plus élevé implique également une transmission plus forte des (ii) effets de bilan et plus faible de la (iii) compétitivité vers les prix domestiques, réduisant l'effet de *pass-through*. L'impact final du degré de dollarisation sur le *pass-through* du taux de change dépendra de l'intensité de chacun de ces canaux de transmission.

¹⁶ En effet, les pays fortement dollarisés sont également les plus dépendants du commerce avec les États-Unis, et vont donc libeller une grosse partie de leurs exportations en dollars. Plus ces pays libellent leurs exportations en dollar, plus la théorie du DCP s'applique à ceux-ci.

Afin d'être complet dans l'étude de la dollarisation au sens large, une courte analyse de l'impact de la dollarisation officielle sur le *pass-through* est proposée ici. En Amérique latine seulement trois pays à ce jour ont optés pour la dollarisation officielle, à savoir le Panama (1904), l'Équateur (2000) et le Salvador (2002). De nombreux travaux étudient l'impact de la dollarisation officielle sur le *pass-through* du taux de change. L'hypothèse communément admise (voir Maria Lorena Mari Del Cristo, 2013 ; Akofio-Sowah, 2009) est que le *pass-through* du taux de change – ici considéré comme le taux de change nominal effectif – est proche de zéro. Cela s'explique par le fait qu'un pays officiellement dollarisé est fortement lié aux États-Unis par son commerce extérieur. La dépréciation nominale du dollar face aux autres monnaies n'a donc que très peu d'impact sur le prix des importations, celles-ci provenant principalement des États-Unis et étant libellées en dollar¹⁷. Dès lors, la hausse du (i) prix des importations qui suit une dépréciation nominale du taux de change est faible voire nulle. Concernant le canal de transmission des (ii) effets de bilan sur le *pass-through*, celui-ci n'intervient plus, tout simplement car le *currency mismatch* n'existe plus dans une économie officiellement dollarisée. Ceci est vrai à moins qu'une monnaie étrangère vienne détrôner et/ou s'ajouter au dollar (ex : euro ou yuan), ou qu'une autre monnaie légale subsiste dans le pays - ce qui est le cas du Panama qui a gardé une monnaie locale officielle (balboa) en parallèle du dollar américain. Finalement, la dollarisation officielle n'empêche pas le canal (iii) de la compétitivité d'affecter le *pass-through* du taux de change (*export push*), quand bien même la théorie du DCP s'appliquerait. Pour rappel, la dépréciation du dollar face aux autres monnaies n'empêche pas les gains de compétitivité à l'exportation (Gopinath et al. 2019). Dès lors toutes choses égales par ailleurs, un pays ayant opté pour la dollarisation officielle aura donc un effet de transmission de la compétitivité à l'exportation vers les prix domestiques plus important qu'un pays dont la dollarisation partielle est élevée. Il faut cependant remarquer que le pays officiellement dollarisé n'est plus en mesure de décider lui-même de ce gain de compétitivité via le taux de change, puisqu'il n'a plus aucun contrôle sur sa politique monétaire.

Pour résumer, lorsqu'il y a dollarisation officielle, le *pass-through* du taux de change (ici le taux de change nominal effectif) devrait être proche de zéro, voire légèrement positif via le canal de la compétitivité.

¹⁷ Ceci est également vrai si les exportations des principaux partenaires commerciaux (par exemple un pays voisin d'Amérique latine) sont libellées en dollar, comme suggéré par la théorie du DCP (Gopinath et al. 2019).

2.4 Enjeux pour la politique monétaire

La compréhension de l'effet de *pass-through* du taux de change et de la manière dont la dollarisation affecte celui-ci est déterminante lorsqu'il s'agit de la politique monétaire (Reinhart et al. 2003). Pour rappel (voir [section 1](#)), un effet de *pass-through* du taux de change plus faible permet une plus grande flexibilité dans la conduite et le choix de la politique monétaire (Mishkin, 2009), mais a pour désavantages de réduire la transmission de la politique monétaire et donc son efficacité, particulièrement lorsque la banque centrale vise un certain niveau d'inflation (Jasová et al. 2016).

L'impact positif ou négatif d'un *pass-through* du taux de change plus élevé dépend donc en grande partie de l'objectif suivi par la banque centrale. Dans le cas de l'objectif d'inflation, la littérature ne détecte généralement pas de difficultés particulières à stabiliser l'inflation pour les pays partiellement dollarisés. Néanmoins, les recherches menées montrent que la politique monétaire réagit différemment en fonction du degré de dollarisation de l'économie. Reinhart et al. (2003) par exemple, montrent que les pays plus dollarisés sont également moins tolérants vis-à-vis des dépréciations du taux de change (« *peur de flotter* ») et préfèrent les régimes de change plus rigides, à cause des conséquences néfastes des effets de bilan (*currency mismatch*) propres aux économies dollarisées. On retient généralement trois grandes chaînes de transmission de la politique monétaire que la dollarisation partielle vient modifier : (A) la masse monétaire, (B) le taux d'intérêt et (C) le taux de change (Reinhart et al. 2003). Dans le premier cas (A), la littérature montre que la substitution monétaire liée à la dollarisation implique une forte volatilité du taux de change de la monnaie locale ainsi qu'une forte instabilité dans la vélocité de la monnaie (Reinhart et al. 2003). La masse monétaire devient ainsi particulièrement difficile à contrôler pour la banque centrale lorsque le degré de dollarisation de l'économie croît, rendant la conduite de la politique plus complexe¹⁸. Dans le second cas (B), la dollarisation des passifs – s'agissant principalement de la dénomination en dollar des dettes – et les effets de bilan qu'elle engendre ont pour effet de déstabiliser les entreprises lors de fortes dépréciations de la monnaie locale par rapport au dollar américain. Ceci a donc pour effet de modifier le lien qui existe entre taux d'intérêt et croissance et/ou inflation. En effet, une réduction des taux d'intérêt par rapport aux taux étrangers, si elle implique une dépréciation du

¹⁸ La vélocité de la monnaie a en effet une incidence sur l'inflation.

taux de change nominal¹⁹, engendre des effets de *currency mismatch* qui modifient l'investissement des entreprises et la croissance. Ces effets dits de bilan réduisent ainsi la force de frappe de la politique monétaire pour stimuler l'activité économique et/ou le taux d'inflation. Dans le dernier cas (C), la dollarisation partielle modifie le lien existant entre la dépréciation du taux de change et l'activité économique et/ou le taux d'inflation. Ce dernier point (C) fait précisément l'objet de notre étude (voir [section 2.3](#)).

Il est cependant important de mentionner qu'en Amérique latine, l'objectif principal des banques centrales n'est pas toujours la stabilité des prix et se confond parfois avec d'autres (Pérez Caldentey et al. 2019). Celles-ci peuvent par exemple avoir comme objectif une amélioration de la compétitivité des entreprises, et dans ce cas deux points de vue s'opposent. D'un point de vue microéconomique, un *pass-through* du taux de change plus intense est synonyme d'une plus grande efficacité de la politique de change, car il implique que la compétitivité des entreprises (locales et exportatrices) a augmenté, stimulant la croissance et l'inflation. En effet, les entreprises qui vendent localement gagnent en parts de marché face aux producteurs étrangers dont les importations sont devenues plus chères - ceci n'est vrai que si les importations sont libellées en monnaies étrangères - (Borensztein et al. 2016), et les entreprises exportatrices gagnent en compétitivité sur leurs exportations - ceci n'est vrai que si la théorie du *Dominant Currency Pricing* ne s'applique pas (voir section 2.1). D'un point de vue macroéconomique cependant, un *pass-through* du taux de change plus intense peut engendrer une plus faible efficacité de la politique de change s'il apparaît que la hausse de l'inflation domestique se répercute sur le prix des biens exportés et réduit in-fine la compétitivité des entreprises (locales et exportatrices).

3. Données et aspects méthodologiques

La [section 3](#) contient la provenance des données utilisées, leur disponibilité par pays ainsi que les différents aspects méthodologiques qui ont permis de construire l'indice de dollarisation et les régimes de change. Les résultats obtenus pour le degré de dollarisation et les régimes de change sont également présentés dans cette section.

¹⁹ La baisse des rendements (taux d'intérêts) peut provoquer d'importantes sorties de capitaux, ayant pour effet de déprécier le taux de change de la monnaie locale. On compare généralement les taux des pays émergents avec les taux aux États-Unis.

3.1 Données

Les données utilisées pour le calcul de l'**indice de dollarisation**²⁰ proviennent de l'Inter-American Bank of Development (IDB). Celles-ci sont annuelles, car l'utilisation de données trimestrielles restreint considérablement le nombre de pays pour lesquels elles sont disponibles. Le calcul de l'indice de dollarisation étant la pierre angulaire de cette thèse, les pays ont été choisis en fonction de la disponibilité de ces données. Ainsi, seuls les pays pour lesquels plus de la moitié des données permettant de calculer l'indice de dollarisation étaient disponibles sur la période 2000-2018, ont été choisis. Cette méthode amène à un total de **16 pays**, qui sont : l'Argentine, le Brésil, la Bolivie, la Colombie, le Costa Rica, l'Équateur, le Guatemala, Haïti, le Honduras, le Mexique, le Nicaragua, le Panama, le Pérou, le Salvador, l'Uruguay et le Venezuela. De ces 16 pays, Haïti est retiré à cause de sa situation économique désastreuse et du manque de données (notamment pour le PIB réel), tandis que l'Argentine et le Venezuela sont également retirés en raison des nombreuses périodes d'hyperinflation que ceux-ci ont connues et qui les distinguent fortement des autres pays du groupe. Leur suppression vient donc d'un souci d'homogénéité. Concernant l'Équateur, le Panama et le Salvador, ceux-ci étant officiellement dollarisés (dollarisation *de jure*), ils ne sont pas comparables et sont donc retirés de l'analyse. Le [tableau 3.1](#) ci-après reprend tous les pays inclus dans l'analyse ainsi que les raisons de leur inclusion et le nombre de données par pays.

²⁰ Calculée selon la méthodologie recommandée par Reinhart et al. (2003).

Tableau 3.1

Pays	Nombre d'observations après régression*	Inclusion	Raison d'exclusion
Argentine	59	non	Hétérogénéité
Bolivie	72	oui	
Brésil	72	oui	
Colombie	72	oui	
Costa Rica	72	oui	
Salvador	75	non**	Dollarisation officielle
Équateur	75	non**	Dollarisation officielle
Guatemala	71	oui	
Haïti	72	non	Manque de données
Honduras	72	oui	
Mexique	72	oui	
Nicaragua	72	oui	
Panama	72	non**	Dollarisation officielle
Pérou	72	oui	
Uruguay	72	oui	
Venezuela	68	non	Hétérogénéité

*Nombre d'observations restantes pour le modèle 1 après calcul des taux de croissance, prise en compte des valeurs retardées, etc.

**Ces pays étant officiellement dollarisés, il n'est pas possible de les comparer avec les autres.

Les données d'**inflation (CPI)** proviennent de Macrobond (latin macro Watch), et sont sur base trimestrielle. Aucune donnée n'était manquante. Les données de **taux de change nominal bilatéral** avec le dollar américain proviennent du Fonds Monétaire International (FMI) et sont sur base trimestrielle. Seuls les deux derniers trimestres pour le Venezuela sont manquants. Les données de **taux de change nominal effectif (NEER)** proviennent de Bruegel et étaient sur base mensuelle avant d'être transformées en fréquence trimestrielle. Aucune donnée n'était manquante. Les données concernant les **régimes de change** proviennent de Ilzetski, Reinhart

et Rogoff (2021). Ces derniers offrent deux classements possibles, *fine* ou *coarse*. C'est le classement *coarse* qui a été choisi pour ce mémoire²¹. Les données étaient sur base mensuelle avant d'être transformées sur base trimestrielle et cette fois encore aucune donnée n'était manquante. Les données concernant le **degré d'ouverture au commerce** proviennent de Macrobond (Latin Macro Watch) et étaient sur base trimestrielle. Aucune donnée n'était manquante. Les données concernant la **croissance du PIB réel**²² proviennent de Macrobond (Latin Macro Watch) et étaient sur base trimestrielle. Les données sont manquantes pour l'Argentine pour les années 2000 à 2003 (inclus) et pour le Guatemala en 2000. Les données **d'investissement réel privé (GFCF)** proviennent de Macrobond (Latin Macro Watch) et étaient sur base trimestrielle. Les données sont manquantes pour l'Argentine de 2000 à 2003 (inclus), pour l'Uruguay de 2000 à 2004 (inclus), pour le Nicaragua de 2000 à 2005 (inclus), pour le Guatemala en 2000 et pour la Colombie de 2000 à 2004 (inclus). Les données manquantes pour l'investissement réel privé, mais également pour le PIB réel ne sont donc pas hétérogènes entre pays et se situent principalement au début de la période étudiée.

3.2 Mesure du degré de dollarisation

Comme indiqué précédemment, cette thèse reprend la définition de dollarisation partielle proposée par Reinhart et al. (2003), en ne considérant toutefois que le dollar américain comme monnaie étrangère. Ce choix est motivé par le fait que le dollar est la monnaie étrangère la plus détenue et utilisée en Amérique latine (Carranza et al. 2009). L'indice de dollarisation de Reinhart et al. (2003) n'étant pas disponible pour la période de notre étude (2000-2018), nous avons calculé celui-ci nous-même pour chaque pays, en suivant la méthodologie proposée.

Afin de calculer l'indice de dollarisation, Reinhart et al. (2003) utilisent trois ratios : la part des dépôts en monnaie étrangère dans la base monétaire, la part de la dette extérieure totale dans le PNB (produit national brut) et la part de la dette publique remboursable en dollar dans la dette publique totale²³. Dans notre étude, deux des ratios sont légèrement modifiés pour cause de disponibilité des données. Nous utilisons la part de la dette extérieure totale dans le PIB – et non pas dans le PNB – et la part des dépôts en dollar dans le total des dépôts – et non pas dans

²¹ Le classement *coarse* (Ilzetski et al. 2021) contient moins de régimes de change différents que *fine*. *Coarse* définit 6 régimes de change.

²² En indice, prix constant et ajusté pour la saisonnalité.

²³ Ces trois ratios sont spécifiquement choisis par Reinhart et al. (2003) car ils permettent de classifier la dollarisation selon que celle-ci soit d'origine externe ou domestique.

la base monétaire. Le ratio de la dette publique en dollar dans la dette publique totale ne change pas. Afin de justifier le choix de ces ratios pour calculer le niveau de dollarisation, Reinhart et al. (2003) argumentent comme suit : *« les dépôts sont une mesure des avoirs des ménages et des firmes en monnaie étrangère, laquelle peut être une valeur refuge qui remplace la monnaie locale dans l'épargne. La dette publique étrangère représente la dépendance du gouvernement et des entités publiques envers les monnaies étrangères. Finalement, la dette extérieure totale permet de rendre compte de la dépendance du secteur privé et public envers les monnaies étrangères »*. Les trois ratios qui forment l'indice de dollarisation permettent à Reinhart et al. (2003) de classer les économies selon que la dollarisation partielle est essentiellement d'origine domestique (dollarisation des dépôts bancaires et de la dette publique) ou d'origine externe (dette externe du secteur privé).

3.2.1 Méthode de calcul de l'indice

Afin de calculer leur indice de dollarisation, Reinhart et al. (2003) attribuent une valeur allant de 1 à 10 pour chaque ratio sur base annuelle, 10 étant le degré de dollarisation le plus élevé. Ceux-ci font ensuite la somme des trois valeurs obtenues pour chaque année et par pays, ce qui donne une valeur maximale de 30. Finalement, la moyenne sur toute la période est calculée et utilisée comme mesure de la dollarisation, ne laissant donc qu'une seule valeur de dollarisation par pays. En fonction de la valeur de l'indice obtenue, Reinhart et al. (2003) classent les pays en niveau de dollarisation faible, modéré, élevé et très élevé. Le niveau très élevé correspond à des indices allant de 14 à 30, le niveau élevé à des indices allant de 9 à 13, le niveau modéré à des indices allant de 4 à 8 et enfin le niveau faible correspond à des indices allant de 0 à 3 (Reinhart et al. 2003).

Concernant les données qui seraient manquantes, Reinhart et al. (2003) précisent que l'indice de dollarisation est calculé, pour autant qu'à chaque période au moins un des trois ratios soit disponible. Voici la méthodologie suivie dans notre étude en cas de données manquantes. Lorsque des valeurs d'un même ratio sont manquantes pour certaines périodes, c'est la valeur la plus proche qui est reprise. Nous considérons donc qu'il existe une certaine inertie dans le degré de dollarisation. Reinhart al. (2003) montrent en effet que celui-ci est assez stable dans

le temps. Lorsque les valeurs d'un (de deux) ratio(s) sont indisponibles pour toute la période, c'est la valeur moyenne, calculée par année, des autres (de l'autre) ratio(s) qui est répliquée²⁴.

La base de donnée utilisée au départ comprenait 16 pays, avec des valeurs annuelles allant de 2000 à 2018, compris. Puisqu'il y a trois ratios par pays, cela donne un total de 912 valeurs pour la mesure du degré de dollarisation. Sur ces 912 valeurs, 223 étaient manquantes – ce qui équivaut à 24,5% – et ont donc été remplacées suivant la méthode décrite auparavant. Les données effectivement disponibles se chiffrent ainsi à 689 valeurs (16 pays), soit 75,5% du total. Il est également important de noter que le nombre de données manquantes n'est pas homogène entre pays. Pour certains pays comme l'Argentine ou l'Uruguay, toutes les données étaient disponibles, en revanche il en manque cruellement pour d'autres pays comme la Bolivie. Ceci peut donc avoir un impact sur la justesse des résultats.

3.2.2 Valeurs de l'indice de dollarisation

Le [tableau 3.2](#) ci-dessous montre le degré de dollarisation moyen et sa variance par pays que nous avons calculé, ainsi que le classement de l'indice de dollarisation selon Reinhart et al. (2003). Le degré moyen de dollarisation évolue fortement d'un pays à l'autre, allant d'un niveau « modéré » à « très élevé ». Le degré de dollarisation évolue également fortement dans le temps, comme en témoignent les variances. L'[annexe 1](#) représente graphiquement le degré de dollarisation moyen par pays. L'[annexe 2](#) permet d'observer la variance du degré de dollarisation à travers le temps, en montrant l'évolution de la moyenne de la dollarisation de tous les pays (16 pays). On y observe clairement une baisse du niveau de dollarisation sur la majorité de la période (2003-2011), un constat partagé par Levy-Yeyati (2021)²⁵. L'étude d'Alvarez-Plata et al. (2016) montre notamment que les pays d'Amérique latine sont parvenus à une réduction du niveau de dollarisation de leurs économies, (1) soit par des mesures administratives²⁶, (2) soit par de meilleures performances économiques traduites par une plus grande stabilité de la monnaie locale. La dé-dollarisation de l'Argentine et du Mexique sont des

²⁴ L'indice de dollarisation de Reinhart et al. (2003) étant une somme, il est en effet impossible d'omettre des valeurs. Chaque donnée manquante doit donc être remplacée par une valeur.

²⁵ La forte variabilité de l'indice de dollarisation pour certains pays ne correspond pas à l'observation faite par Reinhart et al (2003) ainsi que par Carranza et al. (2009), que le degré de dollarisation partielle est stable dans le temps. Ceci justifie dès lors de compléter l'analyse par l'utilisation d'un indice de dollarisation variable dans le temps. Cela est fait dans le modèle 2.a à la section 4.2.

²⁶ Notamment en interdisant ou en limitant les dépôts en monnaie étrangère qu'il est possible d'effectuer (Alvarez-Plata et al. 2016).

exemples de l'impact des mesures administratives, tandis que le cas du Chili provient de meilleures performances économiques (Alvarez-Plata et al. 2016).

Tableau 3.2

Pays	Moyenne	Variance	Intensité de dollarisation selon Reinhart et al. (2003)
Argentine	15	13,8	Très élevée
Bolivie	19	48,5	Très élevée
Bésil	6	5,0	Modérée
Colombie	11	5,2	Élevée
Costa Rica	13	1,3	Élevée
Salvador	26	0,0	Très élevée*
Équateur	24	2,9	Très élevée**
Guatemala	13	2,6	Élevée
Haïti	13	2,0	Élevée
Honduras	12	9,2	Élevée
Mexique	5	1,6	Modérée
Nicaragua	21	12,1	Très élevée
Panama	30	0,0	Très élevée*
Pérou	17	15,4	Très élevée
Uruguay	23	12,0	Très élevée
Venezuela	12	0,9	Élevée

Source: Inter-American development bank (IDB). **Calculs de l'auteur.**

*pays ayant la dollarisation *de jure* (officielle) sur toute la période.

**pays ayant la dollarisation *de jure* (officielle) sur la majeure partie de la période.

Remarque : Le niveau très élevé correspond à des indices allant de 14 à 30. Le niveau élevé correspond à des indices allant de 9 à 13. Le niveau modéré correspond à des indices allant de 4 à 8. Le niveau faible correspond à des indices allant de 0 à 3, mais n'est pas représenté ici car il n'est pas observé pour ce groupe de pays.

Cette tendance générale à la baisse de la dollarisation en Amérique latine traduit cependant des réalités très différentes en fonction du pays observé. Les [annexe 3](#) et [annexe 4](#), tout comme le [tableau 3.2](#) permettent effectivement de voir que l'évolution dans le temps de l'indice de dollarisation est très hétérogène entre les différents pays.

3.3 Mesure du régime de change

Le classement des régimes de change utilisé pour notre étude (voir Ilzetski, Reinhart et Rogoff 2021) définit normalement 6 catégories différentes de régimes (classification *coarse*), que nous ramenons à 3 catégories dans un but de simplification. Ces trois catégories correspondent aux régimes de change flexible, intermédiaire et fixe. Le regroupement des catégories est effectué de la façon suivante. La catégorie 1 (voir Ilzetski, Reinhart et Rogoff 2021) reste identique et représente le régime de change fixe. Les catégories 2 et 3 sont regroupées et représentent le régime de change intermédiaire. Finalement, les catégories 4, 5 et 6 sont regroupées et représentent le régime de change flexible. La décision de regrouper les catégories de cette manière se base sur les définitions données par catégorie et à quel point celles-ci sont proches l'une de l'autre. Ainsi, la catégorie 1 nous semble fortement éloignée des catégories 2 et 3, entre lesquelles la différence est moins marquée. Le [tableau 3.3](#) ci-après donne le nombre de périodes par pays durant lesquelles le régime de change était intermédiaire et/ou fixe. On remarque qu'aucun pays n'a expérimenté un taux de change purement flexible durant toute la période (2000-2018) et que la présence des régimes fixes et intermédiaires varie fortement entre pays, même si l'on exclut les pays officiellement dollarisés. La Colombie a par exemple expérimenté un régime de change intermédiaire 100% du temps, tandis que le Costa Rica a expérimenté le régime fixe 63% du temps et intermédiaire 37% du temps (2000-2018). Calvo et al. (2000) montrent également que les pays laissant officiellement flotter leur taux de change, ne le font pas toujours en réalité. L'hétérogénéité des régimes de change entre pays et à travers le temps justifie fortement l'utilisation de ces données dans notre modèle. Les régimes de change une fois regroupés sont ainsi incorporés à la régression via deux variables binaires qui tiennent compte des régimes de change fixe et intermédiaire.

Tableau 3.3

Pays	Périodes totales	Nbre de périodes change fixe	Nbre de périodes change intermédiaire
Argentine	76	8	52
Bolivie	76	40	36
Brésil	76	0	53
Colombie	76	0	76
Costa Rica	76	48	28
Salvador	76	76	0
Équateur	76	75	0

Guatemala	76	0	76
Haïti	76	0	70
Honduras	76	23	53
Mexique	76	12	64
Nicaragua	76	0	76
Panama	76	76	0
Pérou	76	0	76
Uruguay	76	0	76
Venezuela	76	0	9

Source: Ilzetski, Reinhart et Rogoff (2021). **Calculs de l'auteur.**

Légende : classement *coarse* (six catégories à la base) reclassé en trois catégories.

3.4 Variables d'intérêt

Le [tableau 3.4](#) présente ici les moments et le nombre d'observations pour les différentes variables d'intérêt de l'étude, pour les 10 pays sélectionnés (voir section 3.1).

Tableau 3.4

Variables		Moyenne	Écart-type	Min	Max	Observations
Inflation (QoQ)	Overall	1.39	1.1	-1.15	11.17	N = 750
	Between		0.38	0.66	2.01	n = 10
	Within		1.00	-1.1	10.55	T = 75
Inflation (YoY)	Overall	5.58	3.19	-1.02	24.62	N = 720
	Between		1.57	2.63	8.14	n = 10
	Within		2.82	-2.14	22.07	T = 72
Variation du taux de change bilatéral (%)	Overall	0.70	4.12	-15.67	42.36	N = 750
	Between		0.51	-0.04	1.36	n = 10
	Within		4.1	-15.99	41.70	T = 75
Variation du taux de change effectif (%)	Overall	-0.4	3.73	-37.72	13.22	N = 750

	Between		0.52	-1.10	0.37	n = 10
	Within		3.7	-37.81	13.36	T = 75
Dollarisation (libre de varier dans le temps)*	Overall	14.16	6.44	5	30	N = 760
	Between		5.84	5.68	22.74	n = 10
	Within		3.27	6.9	24.9	T = 76
Ouverture au commerce (%)*	Overall	31.45	13.6	11.05	68.25	N = 760
	Between		13.24	12.89	59.05	n = 10
	Within		5.19	16.49	45.09	T = 76
Taux de croissance du PIB réel (%)	Overall	0.85	1.25	-6.53	7.27	N = 746
	Between		0.21	0.51	1.14	n = 10
	Within		1.23	-6.55	7.25	T-bar = 74.6

*Variables dont la périodicité est annuelle. Afin de pouvoir effectuer l'analyse des données sur notre logiciel économétrique (Stata), les valeurs annuelles de ces variables sont répliquées à chaque trimestre d'une même année. Le nombre d'observations totales différentes (N) doit donc être divisé par quatre pour ces variables.

Pour les 10 pays considérés, l'inflation moyenne (YoY) est de 5.58% sur la période 2000-2018 (75 périodes au total). La variance observée dans l'inflation (YoY) provient principalement de l'hétérogénéité dans le temps, au sein d'un même pays (*within*). La variation du taux de change bilatéral affiche une moyenne égale à 0.7% sur la période, avec une variance qui provient également en grande partie de l'hétérogénéité dans le temps (*within*), et moins de l'hétérogénéité entre pays (*between*). Concernant le degré de dollarisation libre de varier d'année en année, sa moyenne est égale à 14.2, avec une valeur minimum égale à 5 et maximum égale à 30. Contrairement aux précédentes variables observées, la variance du degré de dollarisation provient principalement de l'hétérogénéité entre pays (*between*). Pour les variables de contrôle, la grande partie de la variance du degré d'ouverture au commerce est liée à l'hétérogénéité entre pays. Le taux de croissance du PIB réel est positif en moyenne sur la période (0.9%), avec une variance provenant principalement de l'hétérogénéité dans le temps.

La présence pour certaines variables d'hétérogénéité entre individus et pour d'autre d'une forte variation dans le temps justifie l'utilisation d'effets fixes individus et temps.

4. Sélection des modèles empiriques

La section 4 reprend tout d'abord la motivation concernant le choix des modèles et des méthodes empirique, la description du modèle et des différentes variables qui le composent, ainsi que les méthodes économétriques et d'instrumentalisation qui ont été retenues. La fin de la section 4 est consacrée à l'analyse des résultats.

4.1 Motivation

La méthodologie et le modèle empirique présents dans ce mémoire sont principalement inspirés de Carranza et al. (2009). Les raisons de ce choix sont les suivantes. **En premier lieu**, celui-ci fournit une analyse assez complète du phénomène de *pass-through* du taux de change et des différentes chaînes de transmissions qui affectent ce dernier. Le phénomène de dollarisation est également considéré par Carranza et al. (2009) comme pouvant impacter le *pass-through*. Ceux-ci calculent la dollarisation suivant la méthode proposée par Reinhart et al. (2003) qui utilise un indice calculé à partir de plusieurs ratios et a donc pour avantage de représenter la dollarisation de manière plus complète (dollarisations domestique et externe, voir [section 2.2](#)). En plus d'étudier l'impact de la dollarisation, Carranza et al. (2009) vont plus loin en considérant les effets non linéaires dans la dépréciation du taux de change nominal - tout comme Alvarez-Plata et al. (2008). Finalement, afin de vérifier la robustesse des effets des variables précédemment citées, Carranza et al. (2009) optent pour l'ajout progressif de plusieurs variables de contrôle²⁷. Cette méthodologie permet d'observer dans quelle mesure ces variables affectent les coefficients ou la significativité des variables d'intérêt. Les variables de contrôle utilisées sont en lien avec le reste de la littérature sur le sujet (Alvarez-Plata et al. 2008).

En second lieu, Carranza et al. (2009) utilisent une méthode économétrique 2SLS (Two-Stage Least Squares) en variables instrumentales, proposée notamment par Arellano-bond (2003). Cette méthode empirique est spécifique aux données de panel avec l'utilisation de variables dépendantes retardées et de variables exogènes, dans le cadre d'une période temporelle longue²⁸. Bien que la procédure 2SLS en variables instrumentales demande une spécification rigoureuse des instruments, elle est particulièrement utile dans le cadre de modèles utilisant la valeur retardée de la variable dépendante, puisqu'elle tient compte du biais d'endogénéité

²⁷ Les variables utilisées sont en lien avec la littérature sur le sujet.

²⁸ Voir Becker et al. (1990) « An empirical analysis of cigarette addiction ».

pouvant exister²⁹ (Gujarati et al. 2009). De ce point de vue-là, la procédure 2SLS en variables instrumentales est statistiquement moins biaisée qu'une simple régression OLS - également utilisée dans la littérature, notamment par Carranza et al. (2004) - car les deux stages permettent d'éliminer ce problème de corrélation entre la variable explicative et le terme d'erreur. Au sein de l'estimateur généralisé des moments (GMM), c'est la méthode de 2SLS pour petit N (individus) et large T (périodes) qui a été retenue (voir Arellano-Bond, 2003) car c'est celle qui correspond le mieux à nos données³⁰.

4.2 Modèle 1

Le modèle qui est inspiré de Carranza et al. (2009), a la forme générale suivante:

$$\pi_{it} = \delta_0 + \delta_1\pi_{it-1} + \delta_2\Delta\varepsilon_{it-1} + \delta_3d_i^*\Delta\varepsilon_{it-1} + \delta_41(\Delta\varepsilon_{it-1} > \theta) + \delta_51(\Delta\varepsilon_{it-1} > \theta)*d_i^*\Delta\varepsilon_{it-1} + \xi\chi_{it} + v_{it}$$

Où π_{it-1} est l'inflation à la période précédente, $\Delta\varepsilon_{it-1}$ est la variation du taux de change nominal avec le dollar³¹ à la période précédente (monnaie locale par unité de dollar américain)³², d_i est l'indice de dollarisation (celui-ci est calculé selon la méthode de Reinhart et al. 2003, et ne varie pas dans le temps), $1(\Delta\varepsilon_{it-1} > \theta)$ est une variable binaire qui prend la valeur 1 à chaque fois que la dépréciation du taux de change considéré est supérieure à θ et χ_{it} est un vecteur contenant les variables de contrôle. Les variables de contrôle utilisées sont : l'ouverture au commerce (en %), le taux de croissance du PIB réel, les régimes de change (variables binaires), ainsi que tous leurs termes d'interaction avec la variation du taux de change nominal. Finalement, v_{it} est le terme d'erreur. Pour chaque modèle, 12 équations sont à chaque fois effectuées, lesquelles sont représentées dans le [tableau 4.2](#) ci-après. Les équations A à D comprennent un nombre très limité de variables explicatives, tandis que les équations 1 à 8 suivent les spécifications proposées par Carranza et al. (2009)³³. Les variables de contrôle sont ainsi ajoutées au fur et à mesure dans la régression, afin d'observer leurs impacts respectifs.

²⁹ Afin de tenir compte du biais d'endogénéité lors de l'ajout d'un terme autorégressif, celui-ci est instrumentalisé.

³⁰ L'estimateur généralisé des moments développé par Arellano-Bond (1991), Arellano-Bover (1995) et Blundell-Bond (1998) a également été testé dans notre étude. Cependant, celui-ci ayant été développé pour les panel avec petit T et grand N, son utilisation n'est pas adéquate ici.

³² L'utilisation du taux de change avec le dollar américain est le choix approprié car la plupart des échanges commerciaux se font en dollar, que ce soit avec les États-Unis ou entre les pays d'Amérique latine (Gopinath et al. 2019). Le dollar est également la monnaie étrangère la plus utilisée pour l'endettement public et privé (Carranza et al. 2009).

³³ Voir Carranza et al. (2009), table 2.

Tableau 4.2

	A	B	C	D	1	2	3	4	5	6	7	8
L.inf (δ_1)	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
L.dbil (δ_2)	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
dol*L.dbil (δ_3)		X	X	X			X	X	X	X	X	X
S' (δ_4)									X			X
S'*dol*L.dbil (δ_5)									X			X
open (δ_6)					X	X	X	X		X		X
open*dbil (δ_7)					X	X	X	X		X		X
dgdp (δ_8)					X	X	X	X			X	X
dgdp*L.dbil (δ_9)					X	X	X	X			X	X
fixe (δ_{10})			X	X		X		X				
inter (δ_{11})			X	X		X		X				
fixe*L.dbil (δ_{12})				X		X		X				
inter*L.dbil (δ_{13})				X		X		X				

Légende : *L.inf* = taux d'inflation à la période précédente ; *L.dbil* = variation du taux de change nominal à la période précédente (unités de monnaie locale par dollar) ; *dol*L.dbil* = terme d'interaction entre l'indice de dollarisation et la variation du taux de change nominal à la période précédente ; *S'* = variable binaire prenant la valeur 1 lors des fortes dépréciations du taux de change ($>\theta$) à la période précédente ; *S'*dol*L.dbil* = terme d'interaction entre *S'*, l'indice de dollarisation et la variation du taux de change nominal à la période précédente ; *open* = ouverture au commerce ; *open*L.dbil* = terme d'interaction entre l'ouverture au commerce et la variation du taux de change nominal à la période précédente ; *dgdp* = taux de croissance du PIB réel ; *dgdp*L.dbil* = terme d'interaction entre le taux de croissance du PIB réel et la variation du taux de change nominal à la période précédente ; *fixe* = variable binaire prenant la valeur 1 lorsque le régime de change est fixe ; *fixe*L.dbil* = terme d'interaction entre *fixe* et la variation du taux de change nominal à la période précédente ; *inter* = variable binaire qui prend la valeur 1 lorsque le régime de change est intermédiaire ; *inter*L.dbil* = terme d'interaction entre *inter* et la variation du taux de change nominal à la période précédente.

Dans un but de compréhension, les équations **A** et **B** (et elles seules) sont développées plus en détail ci-après. Dans l'équation A, la variable dépendante (inflation à la période t) est régressée sur l'inflation à la période précédente (t-1) et sur la variation du taux de change nominal bilatéral à la période précédente (t-1). v_{it} correspond au terme d'erreur. Le coefficient δ_2 mesure précisément l'effet de *pass-through* du taux de change, c'est-à-dire la manière dont une

dépréciation du taux de change nominal de 1% affecte le taux d'inflation (en points de pourcentage).

$$\pi_{it} = \delta_0 + \delta_1\pi_{it-1} + \delta_2\Delta\varepsilon_{it-1} + v_{it} \quad (\text{A})$$

Dans l'équation **B**, un terme d'interaction composé du niveau de dollarisation et de la variation du taux de change à la période précédente est ajouté. C'est la deuxième variable d'intérêt de notre étude. Le coefficient δ_3 mesure précisément l'impact de la dollarisation sur l'effet de *pass-through* du taux de change. C'est-à-dire, la manière dont une augmentation de l'indice de dollarisation d'une unité, affecte le lien qui existe entre la dépréciation du taux de change nominal et le taux d'inflation. Une valeur de δ_3 positive signifie que le *pass-through* du taux de change est plus intense de $\delta_3\%$ pour chaque unité supplémentaire de l'indice de dollarisation (*ceteris paribus*).

$$\pi_{it} = \delta_0 + \delta_1\pi_{it-1} + \delta_2\Delta\varepsilon_{it-1} + \delta_3d_i^* \Delta\varepsilon_{it-1} + v_{it} \quad (\text{B})$$

4.2.1 Interprétation théorique des coefficients

L'interprétation des coefficients δ_2 et δ_3 a été développée ci-avant. Voici maintenant l'interprétation des autres variables qui entrent dans la régression. Comme mentionné précédemment, les coefficients δ_4 et δ_5 mesurent l'impact des fortes dépréciations du taux de change nominal ($\Delta\varepsilon_{it-1} > \theta$) et permettent ainsi de tenir compte d'effets non linéaires. Le coefficient δ_4 mesure l'effet de *pass-through* lorsque la dépréciation du taux de change est supérieure à 4,1%, en comparaison d'une dépréciation inférieure ou égale à 4,1% (variable binaire). Dans notre cas, la valeur seuil de 4,1% (θ) correspond à un écart-type de la variation du taux de change nominal. Une valeur δ_4 positive signifie que les fortes dépréciations du taux de change ($>\theta$) impliquent une hausse (*ceteris paribus*) plus forte de l'inflation (ou une baisse moins forte de l'inflation si le *pass-through* a un coefficient négatif).

Le coefficient δ_5 mesure l'impact de la dollarisation sur l'effet de *pass-through* lorsque la dépréciation du taux de change est supérieure à 4,1%. La variable binaire est donc ajoutée dans un terme d'interaction avec la variation du taux de change et le degré de dollarisation ($((\Delta\varepsilon_{it-1} > \theta) * d_i^* \Delta\varepsilon_{it-1})$). Cette interaction entre trois variables différentes permet d'identifier des effets non linéaires dans l'impact du degré de dollarisation sur le *pass-through* du taux de

change. Une valeur positive pour δ_5 signifie (ceteris paribus) que lorsque le degré de dollarisation augmente, l'effet de *pass-through* est plus fort lorsque la dépréciation du taux de change est supérieure à 4,1% (en comparaison à des dépréciations inférieures ou égales à 4,1%). Carranza et al. (2009) obtiennent une valeur positive pour le coefficient δ_3 et négative pour le coefficient δ_5 (avec $|\delta_5| < |\delta_3|$). Ceci implique que les pays dont l'indice de dollarisation est plus élevé ont un *pass-through* du taux de change plus important, mais que lorsque la dépréciation du taux de change est assez forte ($>4,1\%$), l'intensité de ce *pass-through* diminue plus fortement pour les pays hautement dollarisés³⁴. Carranza et al. (2009) expliquent cet effet non linéaire (δ_5) par les effets de bilans – et plus précisément de *currency mismatch* – qui peuvent miner la valeur nette des entreprises lorsque la dépréciation du taux de change est assez forte. Les résultats obtenus par Carranza et al. (2009) suggèrent donc que dans les pays plus fortement dollarisés, les entreprises font face à des *currency mismatch* plus importants que dans les pays qui sont moins dollarisés³⁵.

Les variables de contrôle qui sont développées ci-après ont été choisies en lien avec Carranza et al. (2009), mais suivent également la littérature sur le sujet (Goldfajn et al. 2000 ; Reinhart et al. 2003 ; Akofio et al. 2009). Avec les coefficients δ_6 et δ_7 , une première variable de contrôle est ajoutée à la régression. Il s'agit de l'ouverture au commerce, qui est d'abord ajoutée seule à la régression (voir [tableau 4.2](#)). Le coefficient δ_6 mesure ainsi l'effet sur l'inflation d'une augmentation de 1 point de pourcentage du degré d'ouverture au commerce. Il est en effet fort probable que les économies plus ou moins ouvertes expérimentent des niveaux moyens d'inflation différents³⁶. Un coefficient positif implique que les pays dont le degré d'ouverture au commerce est plus élevé connaissent un taux d'inflation plus important (ceteris paribus).

La variable d'ouverture au commerce est également ajoutée en terme d'interaction avec la variation du taux de change nominal à la période précédente (δ_7). Le coefficient δ_7 permet donc de mesurer l'impact de l'ouverture au commerce sur le *pass-through* du taux de change. Carranza et al. (2009) obtiennent un coefficient δ_7 positif dans la plupart des spécifications utilisées, ce qui signifie que les pays avec un degré d'ouverture au commerce plus élevé

³⁴ δ_5 étant tout de même moins élevé que δ_3 en valeur absolue, l'impact de la dollarisation sur le *pass-through* du taux de change reste toujours positif.

³⁵ On verra que cette affirmation n'est pas forcément vraie pour les pays de cette étude.

³⁶ La littérature concernant l'effet de l'ouverture au commerce sur l'inflation domestique est contrastée.

connaissent (*ceteris paribus*) un effet de *pass-through* plus important (ou moins faible si le *pass-through* a un coefficient négatif).

Avec les coefficients δ_8 et δ_9 , une seconde variable de contrôle est ajoutée à la régression. Il s'agit du taux de croissance du PIB réel, qui est d'abord ajouté seul (δ_8). Le coefficient δ_8 mesure donc l'effet sur l'inflation d'une augmentation de 1 point de pourcentage du taux de croissance du PIB réel (*ceteris paribus*). Il est en effet probable que les économies en forte croissance expérimentent une inflation moyenne plus élevée que des économies dont la croissance est faible (Carranza et al. 2009). Le taux de croissance du PIB réel est ensuite ajouté en terme d'interaction avec la variation du taux de change nominal à la période précédente (δ_9). Le coefficient δ_9 permet ainsi de mesurer l'impact de la croissance du PIB réel sur le *pass-through* du taux de change. Carranza et al. (2009) obtiennent un coefficient δ_9 négatif, indiquant que l'effet de *pass-through* du taux de change est plus faible dans les pays où la croissance du PIB réel est plus élevée (*ceteris paribus*).

Les coefficients δ_{10} , δ_{11} , δ_{12} et δ_{13} permettent de tenir compte des dernières variables de contrôle du modèle, à savoir les régimes de change fixe et intermédiaire. Pour rappel, il s'agit de variables binaires, la variable *fixe* (voir [tableau 4.2](#)) prenant donc la valeur 1 lorsque le régime de change est fixe et zéro lorsque celui-ci est intermédiaire ou flexible. Parallèlement, la variable binaire *inter* (voir [tableau 4.2](#)) prend la valeur 1 lorsque le régime de change est intermédiaire et zéro lorsqu'il est fixe ou flexible. Les coefficients δ_{10} et δ_{11} mesurent l'influence qu'ont les régimes de change fixe et intermédiaire (respectivement) sur l'inflation, par rapport à un régime de change flexible. Des coefficients positifs impliquent que les pays avec régimes de change fixe et intermédiaire connaissent une inflation plus forte que les pays au régime de change flexible (*ceteris paribus*). La littérature suggère que le passage à des régimes de change plus rigides implique une inflation plus faible en moyenne (Carranza et al. 2009), la baisse de l'inflation étant un des objectifs des pays qui ont opté pour ce type de régimes de change. Les régimes de change sont ensuite ajoutés dans un terme d'interaction avec la variation du taux de change à la période précédente (δ_{12} et δ_{13} respectivement). Ces coefficients mesurent l'impact des régimes de change fixe et intermédiaire sur le *pass-through* du taux de change, par rapport à un régime de change flexible. Carranza et al. (2009) obtiennent des coefficients négatifs, ce qui signifie que les régimes de change plus rigides ont un *pass-through* du taux de change plus faible (*ceteris paribus*).

4.2.2 Méthode économétrique : instrumentalisation

Pour rappel, la partie économétrique de notre étude repose sur une régression 2SLS (Two-Stage Least Squares) en variables instrumentales et appliquée aux données de panel, comme proposé par Arellano-Bond (2003). Afin d'éliminer tout problème d'endogénéité causé par l'autocorrélation entre la variable dépendante et sa valeur passée (π_{it-1}), cette dernière est considérée comme endogène et donc instrumentalisée. Le choix des instruments suit la proposition faite par Carranza et al. (2009). Les instruments sont : toutes les variables de contrôle (χ_{it}) – celles-ci sont donc considérées comme exogènes³⁷ -, l'indice de dollarisation (d_i) calculé selon Reinhart et al. (2003) et trois valeurs passées (*lags*) de la variation du taux de change nominal. La variation du taux de change à la période précédente ($\Delta\varepsilon_{it-1}$) est donc considérée comme exogène³⁸, tout comme les variables tenant compte des fortes dépréciations du taux de change ($\Delta\varepsilon_{it-1} > \theta$). L'indice de dollarisation (d_i) est lui aussi considéré comme totalement exogène au modèle. Cela s'explique par le fait que l'indice ne varie pas au cours du temps, et ne peut donc pas être influencé par les autres variables du modèle³⁹.

4.2.3 Méthode économétrique : effets fixes ou aléatoires

Pour tous les modèles de panel réalisés, des effets fixes pays et temps ont été utilisés (Gujarati et al. 2009), ainsi que des écart-types robustes à l'hétéroscédasticité. Le choix d'ajouter les effets fixes individus s'explique par le fait que les pays étudiés, bien que faisant tous partie de l'Amérique latine, ne sont pas totalement homogènes et possèdent des caractéristiques différentes (monnaie locale, situation économique et politique, politique monétaire et de change, accords commerciaux, etc.). L'indice de dollarisation utilisé (Reinhart et al. 2003) est un exemple d'effet fixe pays (individu), puisque celui-ci varie fortement entre les différents pays observés mais est figé dans le temps. Les effets fixes temps sont eux aussi utilisés dans notre étude car ils permettent d'éliminer les variations provenant des chocs aléatoires de période

³⁷ Avec la méthodologie utilisée, les résultats ne sont pas biaisés même si les instruments sont uniquement prédéterminés et non totalement exogènes (Carranza et al. 2009).

³⁸ La valeur passée de la variation du taux de change ne peut en effet pas être influencée par le taux d'inflation présent.

³⁹ Si l'indice dollarisation était libre de varier au cours du temps (voir [section 5.2](#)) il serait alors possible que l'inflation influence également la dollarisation, cette dernière n'étant donc plus exogène. La perte de pouvoir d'achat suite à la hausse de l'inflation peut en effet pousser les agents à vouloir détenir des monnaies étrangères, et notamment du dollar américain.

à période (cela s'apparente à l'ajout d'une variable binaire pour chaque période)⁴⁰. Ceux-ci permettent donc de tenir compte des nombreuses périodes de crises survenues entre 2000 et 2018 en Amérique latine⁴¹.

Finalement, l'utilisation de différents tests économétriques – comme le test d'Hausman ou d'*overidentification* (Arellano-Bond, 2003) – ne permettent pas de choisir entre effets fixes et aléatoires car les résultats obtenus par ceux-ci varient fortement entre équations.

4.3 Résultats

Dans cette première version du modèle, nous reprenons une spécification des variables similaire à celle proposée par Carranza et al. (2009). L'élément crucial à retenir est ici le fait que le taux d'inflation utilisé est calculé en glissement annuel⁴², c'est-à-dire d'un trimestre par rapport au même trimestre de l'année précédente. La variation du taux de change est quant à elle calculée de trimestre à trimestre (dans une même année).

Les résultats sont repris dans le [tableau 4.3](#) ci-après.

⁴⁰ <https://murraylax.org/rtutorials/fixedeffects.html>

⁴¹ https://www.jstor.org/stable/20684664?seq=3#metadata_info_tab_contents

⁴² Il s'agit en effet de la méthode de calcul de l'inflation la plus fréquemment utilisée.

Tableau 4.3

Méthode 2SLS-données de panel avec effets fixes pays et temps.

	A	B	C	D	1	2	3	4	5	6	7	8
L.inf (δ_1)	0.97***	0.97***	0.96***	0.97***	0.93***	0.91***	0.92***	0.90***	0.96***	0.92***	0.97***	0.91***
L.dbil (δ_2)	0.06**	-0.005	-0.004	0.06*	0.08*	0.13***	0.04***	0.13***	0.01	0.04**	-0.003	0.03**
dol*L.dbil (δ_3)		0.005***	0.005***	0.006***			0.007***	0.008***	0.002	0.007***	0.005***	0.008**
S'(δ_4)									-0.2			0.22
S'*dol*L.dbil (δ_5)									0.004***			-0.001
Open (δ_6)					0.03***	0.04**	0.04***	0.05***		0.04***		0.04***
Open*L.dbil (δ_7)					-0.001	-0.002	-0.004***	-0.005***		-0.004*		-0.004**
dgdg (δ_8)					-0.01	-0.02	-0.02	-0.02			-0.01	-0.01
dgdg* L.dbil (δ_9)					-0.02	-0.02	-0.02*	-0.02**			-0.02	-0.02
Fixe (δ_{10})			-0.34*	-0.4**			-0.6***		-0.6***			
Inter (δ_{11})			-0.09	-0.15***			-0.17*		-0.09			
Fixe* L.dbil (δ_{12})				-0.13***			-0.03		-0.04			
Inter* L.dbil (δ_{13})				-0.09***			-0.04		-0.09***			
Corr x et terme d'erreur	0.21	0.07	0.14	0.13	-0.14	-0.09	-0.19	-0.15	0.15	-0.18	0.14	-0.18
Observations	710	710	710	710	710	710	710	710	710	710	710	710

Légende : Taux d'inflation calculé en glissement annuel.

*** statistiquement significatif à 1% ; ** statistiquement significatif à 5% ; * statistiquement significatif à 10%.

Le *pass-through* du taux de change (δ_2) est positif pour les cas significatifs et son coefficient varie de 4 à 13%. Cela implique qu'une dépréciation de 1% du taux de change entraîne une hausse de l'inflation de 0.04 à 0.13 points de %. Si le taux d'inflation était initialement de 2%, celui-ci passerait alors à 2.13% au maximum. Ce résultat est en adéquation avec la littérature sur le sujet (Reinhart et al. 2003), et notamment avec Carranza et al. (2009) qui obtiennent un *pass-through* du taux de change variant de 5 à 17%.

Le degré de dollarisation influence quant à lui l'intensité du *pass-through* de manière positive (δ_3) et est significatif pour la plupart des spécifications. Lorsqu'il est significatif, son coefficient varie de 0.005 à 0.008. La hausse de l'indice de dollarisation de 1 unité a donc pour effet d'augmenter l'effet de *pass-through* du taux de change de 0.5% à 0.8%. Cet effet est économiquement significatif, puisque les pays les plus dollarisés peuvent avoir un *pass-through* du taux de change pouvant atteindre 27%, c'est-à-dire jusqu'à 14% plus important que les pays les moins dollarisés⁴³. Il reste néanmoins 3 à 4 fois plus faible que l'effet généralement observé par la littérature (Carranza et al. (2009) ; Reinhart et al. 2003) – celle-ci montre un coefficient δ_3 variant de 2 à 3%.

Les coefficients δ_4 et δ_5 qui comptent pour les fortes dépréciations du taux de change permettent de détecter des effets non linéaires (voir [section 4.2.1](#)). Le coefficient δ_5 est significatif et égal à 0,4%, mais uniquement dans l'équation 5. Cela implique que lors des fortes dépréciations du taux de change, l'intensité du *pass-through* augmente d'autant plus que l'indice de dollarisation augmente⁴⁴. En faisant l'hypothèse que les fortes dépréciations du taux de change capturent les effets de *currency mismatch* (ce qui est supposé par Carranza et al. 2009), nos résultats (δ_4) montrent que les pays les plus dollarisés sont moins sujets à l'impact négatif de ceux-ci. Cette différence avec Carranza et al. (2009), qui obtiennent le résultat inverse concernant les effets de bilan (coefficient δ_5 négatif), peut s'expliquer de deux manières différentes. **Premièrement**, Carranza et al. (2009) utilisent une large plage de pays dont l'indice de dollarisation varie fortement. Dans notre cas, les indices de dollarisation les plus souvent observés correspondent à « élevé » et « très élevé », avec seulement deux pays qui connaissent une dollarisation « modérée » et aucun pays avec un indice de dollarisation « faible » (voir [section 3.2.1](#) pour le classement des degrés de dollarisation selon Reinhart et al. 2003). Au sein

⁴³ La plage de l'indice de dollarisation des pays de notre étude varie de 5 (Mexique) à 23 (Uruguay).

⁴⁴ L'utilisation d'un autre seuil pour tenir compte des fortes dépréciations du taux de change ($\theta = 10\%$) ne modifie pas les résultats.

du niveau « très élevé », la majorité des pays connaissent un indice supérieur à 18, ce qui implique que la dollarisation de leurs économies est supérieure à 50% de manière générale. Ainsi, il est probable que les entreprises des pays les plus dollarisés possèdent une part plus importante de leurs actifs en dollar⁴⁵, par rapport aux entreprises des pays moins dollarisés. Ces pays « moins » dollarisés ayant tout de même une dollarisation « élevée », ceux-ci sont donc plus sensibles aux problèmes de *currency mismatch* lors d'une dépréciation du taux de change. **Deuxièmement**, l'ajout de l'ouverture au commerce comme variable de contrôle rend le coefficient δ_5 non significatif (équation 8). S'il apparaît que les pays les plus ouverts sont également les plus dollarisés (ce qu'il n'est pas possible de vérifier ici), alors le fait que les pays plus dollarisés souffrent moins des effets de *currency mismatch* s'explique en réalité par leur plus grande ouverture au commerce. En effet, puisque la part du secteur échangeable est plus importante dans les économies très ouvertes, et que les entreprises du secteur échangeable sont moins sujettes aux effets de *currency mismatch* que les entreprises du secteur non-échangeable⁴⁶, les pays fortement ouverts sont moins impactés par ces effets de bilan.

Concernant les variables de contrôle, le **degré d'ouverture au commerce** et les régimes de change exercent une influence sur l'inflation et sur le *pass-through* du taux de change. Le coefficient du degré d'ouverture au commerce (δ_6) est significatif et positif dans toutes les équations, et varie de 0,03 à 0,05. Une augmentation du degré d'ouverture de 1 point de pourcentage mène donc à une hausse de l'inflation de 0,03 à 0,05 points de pourcentage. Carranza et al. (2009) ne détectent jamais d'effets de l'ouverture au commerce sur l'inflation. Concernant son terme d'interaction avec la dépréciation du taux de change, celui-ci n'est pas toujours significatif, mais lorsqu'il l'est son coefficient (δ_7) est négatif. Une hausse de l'ouverture au commerce de 1 point de pourcentage a donc pour effet de réduire le *pass-through* de 0,4 à 0,5%. Cet effet est économiquement nul comparé à Carranza et al. (2009) qui obtiennent un coefficient positif, variant de 6 à 15%. Cet impact très légèrement négatif de l'ouverture au commerce sur le *pass-through* peut s'expliquer par le fait que les pays plus ouverts ont un secteur non-échangeable moins développé. En cas de dépréciation du taux de change, la hausse du prix des importations en monnaie locale entraîne une hausse de la compétitivité des entreprises qui vendent localement face aux entreprises étrangères. Cet effet

⁴⁵ Pour le bilan des banques, ceci est d'autant plus vrai dans les cas où la régulation impose à celles-ci de faire correspondre la quantité d'actifs et de passifs (dépôts) nominés en monnaies étrangères, dans le but d'éviter les effets du *currency mismatch* (Alvarez-Plata et al. 2016).

⁴⁶ Puisque les exportations du secteur échangeable sont majoritairement libellées en dollar (Giponah et al. 2017), les revenus de ces ventes sont également nominés en dollar dans leurs bilans. À l'inverse, les entreprises du secteur non-échangeable vendent sur le marché local et possèdent donc généralement leurs actifs en monnaie locale.

positif sur les entreprises vendant localement, qui stimule leurs investissements et in-fine les prix, représente une part moins importante dans les pays très ouverts car le secteur non-échangeable y est moins développé (il y a donc peu d'entreprises qui peuvent bénéficier de ce gain). Cette théorie n'est pas mentionnée dans Carranza et al. (2009) qui ne s'intéressent qu'à la compétitivité des exportations. L'hypothèse discutée ci-dessus suppose néanmoins que les gains de compétitivité à l'exportation sont moins importants que les gains de compétitivité des entreprises qui vendent localement lorsque le taux de change se déprécie. Ceci peut être justifié par la théorie du DCP (Gopinath et al. 2019).

Les **régimes de change** fixe et intermédiaire ont quant à eux pour effet de réduire l'inflation par rapport à un régime de change flexible. Les régimes de change fixe et intermédiaire connaissent une inflation plus faible respectivement de 0,6 et 0,15 points de pourcentage, par rapport au régime de change flexible. Ce résultat est en lien avec la littérature, puisque l'adoption de régimes de taux de change plus rigides est une manière pour les pays de contrôler leur inflation⁴⁷. Pour certaines équations, les termes d'interaction des régimes de change avec la dépréciation du taux de change sont également significatifs et négatifs. Les coefficients δ_{12} et δ_{13} sont égaux à -0,15 et -0,09, ce qui indique que l'effet de *pass-through* du taux de change est réduit de respectivement 15 et 9% par rapport à un régime de change flexible. Ces valeurs étant plus élevées que le coefficient δ_3 , cela implique que les régimes de change plus restrictifs ont pour effet non seulement de réduire l'inflation de manière générale, mais également de créer une relation négative entre la dépréciation du taux de change et l'inflation. Bien que les coefficients δ_{12} et δ_{13} soient rarement significatifs, le passage de l'équation 3 à l'équation 4 est intéressant. Celui-ci montre en effet que la prise en compte des régimes de change a pour conséquence de tripler le coefficient de *pass-through* du taux de change (δ_3), qui passe de 0,4% à 0,13%. Il semble donc que le *pass-through* du taux de change est en moyenne trois fois plus important lorsque le régime de change est flexible, que lorsqu'il est fixe et intermédiaire.

Finalement, bien que l'inclusion du **taux de croissance du PIB réel** modifie la significativité des autres variables du modèle, un impact significatif de cette variable est rarement détecté. On constate donc que le taux de croissance du PIB réel ne joue donc pas de rôle majeur sur

⁴⁷ La crédibilité des banques centrales, de leurs différentes politiques (ciblage de l'inflation versus de la masse monétaire) et les politiques fiscales mises en œuvre jouent un rôle très important dans la stabilité de l'inflation (Pérez Caldentey et al. 2019). Il est possible que ces variables soient également corrélées avec les régimes de change.

l'inflation et le *pass-through* du taux de change, ou bien que d'autres variables corrélées à celui-ci capturent déjà cet effet⁴⁸. L'impact du taux de croissance du PIB réel sur le *pass-through* devient significatif uniquement lorsque les régimes de change et l'indice de dollarisation sont incorporés. Dans ce cas, son coefficient est égal à -2%⁴⁹.

5. Analyse de robustesse : autres variantes du modèle

Cette section reprend différentes variantes du modèle 1 qui ont été retenues, ainsi que les résultats pour chacune d'entre-elles. Les changements effectués ne portent pas sur la composition du modèle en lui-même, mais bien sur les méthodes de calcul ainsi que la temporalité utilisée pour certaines variables. À la [section 5.1](#) (modèle 2) nous modifions la méthode de calcul de l'inflation. Dans la [section 5.2](#) (modèle 2.a) nous ajoutons la modification de l'indice de dollarisation et dans la [section 5.3](#) (modèle 2.b) nous remplaçons le taux de croissance PIB réel par le taux de croissance de l'investissement réel privé. À la [section 5.4](#) (modèle 3) nous utilisons une autre temporalité pour le taux de change bilatéral et à la [section 5.5](#) (modèle 4) nous remplaçons le taux de change nominal bilatéral par le taux de change nominal effectif.

5.1 Modèle 2 : inflation trimestrielle

Une première modification relativement mineure est effectuée sur le calcul du taux d'inflation. Dans le modèle 1, celui-ci était calculé en glissement annuel, tandis que la variation du taux de change était trimestriel. Du point de vue théorique, cette méthode ne nous semble pas être la plus pertinente car la variation du taux de change calculée par rapport au trimestre précédent ne représente qu'une faible partie de la variation de l'inflation calculée en glissement annuel. Le coefficient δ_2 capture donc également la variation des prix qui existait avant même que le choc sur le taux de change n'existe⁵⁰. Pour remédier à cela, le taux d'inflation est cette fois calculé de trimestre à trimestre, comme c'est le cas pour la variation du taux de change. Mis à part ces changements, la spécification et les méthodes économétriques utilisées restent les mêmes que pour le **modèle 1**. Les résultats obtenus sont repris dans le [tableau 5.1](#) ci-après.

⁴⁸ Une corrélation positive entre l'ouverture au commerce et le taux de croissance du PIB réel peut en effet expliquer l'absence de significativité de ce dernier.

⁴⁹ Carranza et al. (2009) obtiennent également un coefficient négatif, mais néanmoins beaucoup plus élevé.

⁵⁰ Le coefficient δ_2 capture ainsi 2 trimestres de variation de l'inflation qui sont antérieurs à la dépréciation du taux de change (antérieurs au choc).

Tableau 5.1

Méthode 2SLS-données de panel avec effets fixes pays et temps.

	A	B	C	D	1	2	3	4	5	6	7	8
L.inf (δ_1)	0.63***	0.64***	0.63***	0.63***	0.56***	0.54***	0.56***	0.53***	0.64***	0.57***	0.64***	0.56***
L.dbil (δ_2)	0.03***	0.05***	0.05***	0.08*	0.06***	0.11***	0.07***	0.11***	0.04**	0.07***	0.05***	0.06***
dol*L.dbil (δ_3)		-0.002*	-0.002	-0.001			-0.00	0.00	-0.00	-0.00	-0.002	0.003
S'(δ_4)									0.08			0.28
S'*dol*L.dbil (δ_5)									-0.001*			-0.004
open (δ_6)					0.02**	0.02**	0.02**	0.03**		0.02**		0.02**
open*L.dbil (δ_7)					-0.002***	-0.002***	-0.001*	-0.002***		-0.001*		-0.002**
dgdg (δ_8)					0.002	-0.00	0.002	-0.001			0.02	0.01
dgdg*L.dbil (δ_9)					-0.002	-0.004	-0.002	-0.004			-0.002	-0.01
fixe (δ_{10})			-0.28**	-0.3*			-0.37**		-0.37**			
inter (δ_{11})			-0.1**	-0.12			-0.08		-0.08			
fixe*L.dbil (δ_{12})				-0.06			-0.02		-0.02			
inter*L.dbil (δ_{13})				-0.03			-0.04		-0.04			
Corr x et terme d'erreur	0.35	0.34	0.28	0.28	-0.21	-0.17	-0.20	-0.19	0.34	-0.20	0.34	-0.24
Observations	719	719	719	719	719	719	719	719	719	719	719	719

Légende : Taux d'inflation calculé de trimestre à trimestre.

*** statistiquement significatif à 1% ; ** statistiquement significatif à 5% ; * statistiquement significatif à 10%

Le *pass-through* du taux de change (δ_2) a un coefficient semblable au modèle 1, mais sa significativité est plus forte et plus souvent détectée. Ce résultat pourrait indiquer que l'utilisation du taux d'inflation calculé de trimestre à trimestre sur une même année est en effet plus probante pour détecter les effets de *pass-through* du taux de change. Concernant l'impact de la dollarisation sur le *pass-through*, son coefficient (δ_3) n'est plus jamais statistiquement significatif à 5%, quelle que soit la spécification utilisée. Cette perte de significativité montre une faiblesse du modèle basé sur Carranza et al. (2009) et implique que les résultats obtenus dans le modèle 1 ne sont pas robustes à un simple changement dans la construction du taux d'inflation. Il est également intéressant de remarquer que le coefficient δ_3 perd de sa significativité lorsque le coefficient δ_2 gagne en significativité. La modification du calcul de l'inflation semble donc avoir pour effet de « réattribuer » au *pass-through* du taux de change des effets qui étaient précédemment capturés par le degré de dollarisation.

Les coefficients δ_4 et δ_5 qui comptent pour les fortes dépréciations du taux de change (effets non linéaires) ne sont pas statistiquement significatifs et leur ajout à l'équation n'apporte rien à la significativité du coefficient δ_3 . L'utilisation d'un seuil différent pour les fortes dépréciations ($\theta=10\%$) ne modifie pas ces observations.

Concernant les variables de contrôle, l'ouverture au commerce ainsi que son terme d'interaction avec la dépréciation du taux de change (δ_6 et δ_7) sont significatifs dans toutes les spécifications utilisées. Leurs coefficients sont légèrement plus faibles que ce qui était obtenu dans le modèle 1. Les variables tenant compte des régimes de change ne sont plus significatives, mis à part pour le régime de change fixe (δ_9) mais son coefficient est réduit de moitié.

En conclusion, les résultats concernant le *pass-through* et la variable d'ouverture au commerce semblent relativement robustes, mais il n'en est rien pour l'impact de la dollarisation sur le *pass-through*, les effets non linéaires et les régimes de change.

5.2 Modèle 2.a : modification de l'indice de dollarisation

Afin de vérifier la robustesse des résultats obtenus avec les spécifications précédentes, nous utilisons une autre version de l'indice de dollarisation⁵¹. Celui-ci est toujours calculé suivant la méthodologie de Reinhart et al. (2003), mais nous n'effectuons pas la moyenne par pays. Dès lors, notre nouvel indice de dollarisation est libre de varier dans le temps sur base annuelle,

⁵¹ au-delà de vérifier la robustesse des résultats, l'utilisation d'un indice de dollarisation qui varie au cours du temps permet de réaliser une régression par pays. C'est précisément ce qui est effectué dans le modèle 5.

pour chaque pays. La variable de dollarisation d_i devient donc d_{it} . La variance du degré de dollarisation étant importante pour certains pays (voir annexe 3 et annexe 4), l'utilisation d'un indice de dollarisation capable d'évoluer dans le temps semble plus pertinente. Comme suggérée par Carranza et al. (2009), la variabilité de l'indice de dollarisation implique d'ajouter celui-ci comme régresseur séparé. Cela est fait avec l'ajout du coefficient δ_{14} , lequel mesure donc l'impact d'une augmentation de l'indice de dollarisation sur l'inflation. Mis à part ces changements, la spécification et les méthodes économétriques utilisées restent les mêmes que pour le **modèle 2**⁵².

Le [tableau 5.2](#) ci-après montre que l'utilisation d'un indice de dollarisation annuel ne change pas les résultats obtenus dans le modèle 2. Ainsi, nous détectons toujours un *pass-through* positif (δ_2), tandis que l'effet de la dollarisation sur celui-ci (δ_3) n'est quasiment jamais détecté. Pour toutes les autres variables, les résultats restent également similaires à ceux obtenus précédemment. Concernant l'indice de dollarisation annuel, son coefficient (δ_{14}) est rarement significatif. Ces résultats suggèrent que (1) l'utilisation d'un indice de dollarisation variant dans le temps n'apporte pas d'information supplémentaires (comme suggéré par Reinhart et al. 2003), et que (2) les résultats obtenus sont robustes entre les modèles 2 et 2.a.

⁵² Notez donc que le taux d'inflation est ici calculé de trimestre à trimestre d'une même année.

Tableau 5.2

Méthode 2SLS-données de panel avec effets fixes pays et temps.

	A	B	C	D	1	2	3	4	5	6	7	8
L.inf (δ_1)	0.64***	0.65***	0.63***	0.63***	0.56***	0.54***	0.56***	0.53***	0.64***	0.56***	0.65***	0.56***
L.dbil (δ_2)	0.03***	0.04***	0.04***	0.07*	0.06***	0.11***	0.06***	0.11***	0.03*	0.06***	0.04***	0.06***
dolt*L.dbil (δ_3)		-0.00	-0.00	-0.00			0.00	0.001	0.00	0.00	-0.00	0.005**
dolt (δ_{14})		0.002	-0.005	-0.005			0.01*	0.005	0.00	0.01*	0.002	0.01
S'(δ_4)									0.09			0.33
S'*dol*L.dbil (δ_5)									-0.001			-0.004
open (δ_6)					0.02**	0.02**	0.03***	0.03**		0.03***		0.03***
open*L.dbil (δ_7)					-0.002***	-0.001*	-0.002***	-0.002***		-0.002***		-0.003**
dgdp (δ_8)					-0.00	0.002	-0.00	-0.003			0.02	0.01
dgdp* L.dbil (δ_9)					-0.004	-0.002	-0.002	-0.003			-0.002	-0.009
fixe (δ_{10})			-0.29	0.32*	-0.37**			-0.32*				
inter (δ_{11})			-0.08***	-0.12	-0.08			-0.05				
fixe* L.dbil (δ_{12})				-0.06	-0.02			-0.02				
inter* L.dbil (δ_{13})				-0.04	-0.04			-0.04				
Corr x et terme d'erreur	0.34	0.35	0.25	0.25	-0.19	-0.15	-0.33	-0.25	0.35	-0.33	0.35	-0.37
Observations	719	719	719	719	719	719	719	719	719	719	719	719

Légende : Taux d'inflation calculé de trimestre à trimestre. Indice de dollarisation annuel = *dolt*.

*** statistiquement significatif à 1% ; ** statistiquement significatif à 5% ; * statistiquement significatif à 10%

5.3 Modèle 2.b : investissement réel privé

Dans ce modèle le taux de croissance du PIB réel est remplacé par le taux de croissance de l'investissement réel privé. Mis à part ces changements, la spécification et les méthodes économétriques utilisées restent les mêmes que pour le **modèle 2**.

Le taux de croissance du PIB comme variable de contrôle est une mesure générale de l'effet d'une dépréciation du taux de change sur la compétitivité des entreprises exportatrices⁵³. En effet, d'autres variables peuvent affecter la croissance du PIB, comme la consommation publique et privée. Or, c'est bien l'investissement du secteur privé qui est affecté lorsque l'on étudie les canaux de transmission du *pass-through* du taux de change (canal compétitivité des exportations et canal des effets de bilan). L'utilisation du taux de croissance de l'investissement réel devrait donc permettre de cerner plus précisément les gains de compétitivité et les effets de bilan des entreprises (si tant est que ces effets existent), suite à une dépréciation du taux de change. Carranza et al. (2009) observent en effet que le coefficient δ_5 devient plus petit voire non significatif lorsque l'investissement privé réel est choisi comme contrôle, car celui-ci mesure directement les effets de compétitivité et de bilan (il y a donc corrélation entre δ_5 et δ_9).

Le [tableau 5.3](#) ci-après montre que le coefficient δ_8 – qui représente le taux de croissance de l'investissement réel privé – est significatif et varie de 0,01 à 0,02 selon les spécifications. Ceci implique qu'une hausse du taux de croissance de l'investissement réel de 1 point de pourcentage entraîne une hausse de 0,01 à 0,02 points de pourcentage de l'inflation. Cet effet reste économiquement très faible. Concernant l'impact de l'investissement réel sur le *pass-through* (δ_9), aucun effet n'est détecté, tout comme c'était le cas pour le taux de croissance du PIB réel. L'ajout de l'investissement réel modifie néanmoins les résultats concernant l'effet de la dollarisation sur le *pass-through* du taux de change. Celui-ci a désormais un impact négatif sur le *pass-through* du taux de change, avec un coefficient égal à -0,2%. Bien que cet effet ne soit pas détecté dans toutes les équations, les résultats obtenus concernant l'impact de la dollarisation sur le *pass-through* du taux de change ne sont donc pas robustes par rapport aux modèles 2 et 2.a. En revanche pour les autres variables - et notamment l'effet de *pass-through* du taux de change (δ_2) -, les résultats sont proches de ceux obtenus dans les modèles 2 et 2.a.

⁵³ En supposant que la dépréciation du taux de change nominal entraîne une dépréciation du taux de change réel, et que cela améliore effectivement la compétitivité des entreprises et donc leur investissement.

Tableau 5.3

Méthode 2SLS-données de panel avec effets fixes pays et temps.

	A	B	C	D	1	2	3	4	5	6	7	8
L.inf (δ_1)	0.63***	0.64***	0.62***	0.62***	0.53***	0.49***	0.53***	0.49***	0.64***	0.51***	0.64***	0.54***
L.dbil (δ_2)	0.03***	0.05***	0.05***	0.08**	0.07***	0.11***	0.07***	0.11***	0.06***	0.07***	0.06***	0.08***
dol*L.dbil (δ_3)		-0.002**	-0.002**	-0.002***			-0.00	-0.00	-0.001	-0.00	-0.002**	0.00
S'(δ_4)									-0.2			-0.05
S'*dol*L.dbil (δ_5)									-0.00			-0.002
open (δ_6)					0.03***	0.04***	0.03***	0.04***		0.04**		0.03***
open*L.dbil (δ_7)					-0.001**	-0.002***	-0.001	-0.002***		-0.001*		-0.001
dgfcf (δ_8)					0.01**	0.01**	0.01**	0.01**			0.02**	0.01**
dgfcf* L.dbil (δ_9)					-0.00	-0.00	-0.00	-0.00			-0.00	-0.00
fixe (δ_{10})			-0.3*	-0.32*			-0.32*	-0.32*				
inter (δ_{11})			-0.1**	-0.12			-0.02	-0.02				
fixe* L.dbil (δ_{12})				-0.05			-0.008	-0.007				
inter* L.dbil (δ_{13})				-0.03			-0.04	-0.03				
Corr x et terme d'erreur	0.35	0.34	0.26	0.27	-0.45	-0.46	-0.45	-0.46	0.32	-0.53	0.34	-0.47
Observations	664	664	664	664	664	664	664	664	664	664	664	664

Légende : Taux d'inflation calculé de trimestre à trimestre. Taux de croissance du PIB réel remplacé par le taux de croissance de l'investissement réel privé.

*** statistiquement significatif à 1% ; ** statistiquement significatif à 5% ; * statistiquement significatif à 10%.

5.4 Modèle 3 : variation du taux de change à la période t

La modification concerne ici la temporalité utilisée pour la variation du taux de change. Auparavant, nous utilisons (tout comme Carranza et al. 2009) la variation du taux de change nominal à la période précédente, ce qui permettait d'éliminer les biais d'endogénéité liés à la causalité inverse. Cependant, bien que cette spécification soit économétriquement plus valable, elle omet certains effets.

Jusqu'à présent, l'effet de *pass-through* qui était considéré correspondait à l'impact d'une dépréciation du taux de change nominal (bilatéral) à la période précédente sur le taux d'inflation à la période actuelle. Or, il est également possible qu'une variation du taux de change nominal affecte directement l'inflation domestique. En effet, le prix des importations en monnaie locale s'ajuste directement lorsque le taux de change nominal se modifie. La hausse du prix des importations provoquée peut alors se transmettre plus ou moins rapidement dans les prix et dans l'inflation domestique. Cela dépendra notamment de l'intensité de la dépréciation du taux de change et de la rapidité avec laquelle les variations dans le prix des importations sont ajoutées à l'IPC (indice des prix à la consommation). Afin de tester ces effets immédiats, c'est donc la variation du taux de change à la période contemporaine qui est utilisée dans ce modèle. Cette dernière devenant potentiellement endogène, il est nécessaire de l'instrumentaliser pour éviter les biais d'endogénéité qui peuvent désormais survenir⁵⁴, comme cela est fait pour l'inflation à la période précédente. Mis à part ces changements, la spécification et les méthodes économétriques utilisées restent les mêmes que celles utilisées dans le **modèle 2**.

Les résultats obtenus sont repris dans le [tableau 5.4](#) ci-dessous.

⁵⁴ L'inflation peut en effet influencer la variation du taux de change de la même période.

Tableau 5.4

Méthode 2SLS-données de panel avec effets fixes pays et temps.

	A	B	C	D	1	2	3	4	5	6	7	8
L.inf (δ_1)	0.67***	0.66***	0.65***	0.68***	0.61***	0.58**	0.57***	0.54***	0.61***	0.57***	0.66***	0.56***
dbil (δ_2)	0.01	-0.007	-0.01	0.18*	0.17***	0.43***	0.09	0.42***	0.04	0.1	-0.005	0.04
dol*dbil (δ_3)		0.002	0.002	0.006			0.01*	0.02	-0.007	0.01**	0.002	0.001
S'(δ_4)									0.37			0.24
S'*dol*dbil (δ_5)									0.01***			0.01*
open (δ_6)					0.02**	0.03**	0.03***	0.04**		0.03***		0.03**
open*dbil (δ_7)					-0.007***	-0.01***	-0.01*	-0.02**		-0.01**		-0.005
dgdg (δ_8)					0.00	0.01	0.02	0.03			0.02	-0.02
dgdg* dbil (δ_9)					-0.005	-0.01	0.005	-0.00			-0.003	0.02
fixe (δ_{10})			-0.15	-0.39			-1.17*		-1.06			
inter (δ_{11})			0.03	-0.21			-0.57		-0.4			
fixe* dbil (δ_{12})				-0.17			0.16*		0.06			
inter* dbil (δ_{13})				-0.25			-0.13		-0.25*			
Corr x et terme d'erreur	0.35	0.36	0.3	0.19	-0.12	0.02	-0.34	-0.29	0.18	-0.33	0.36	-0.19
Observations	719	719	719	719	719	719	719	719	719	719	719	719

Légende : Taux d'inflation calculé de trimestre à trimestre. Variation du taux de change bilatéral à la période t (sans retard).

*** statistiquement significatif à 1% ; ** statistiquement significatif à 5% ; * statistiquement significatif à 10%.

Les résultats montrent que le *pass-through* du taux de change (δ_2) est rarement détecté comme significatif, mais que lorsqu'il l'est, son coefficient et sa variance entre équations sont beaucoup plus élevés que dans les modèles précédents. On observe en effet un *pass-through* du taux de change variant de 17 à 43%. Ce résultat mérite un commentaire. Bien que la hausse du prix des importations soit mécanique et immédiate après une dépréciation du taux de change, les entreprises ne réagissent pas directement. L'adaptation de la production et de l'investissement des entreprises suite à la hausse de la compétitivité et aux effets de bilan peut prendre un certain temps. Dès lors, on peut supposer que le seul canal de transmission du taux de change vers l'inflation qui agit à court terme (c'est-à-dire sur le même trimestre) est celui du prix des importations⁵⁵. L'effet de *pass-through* du taux de change n'est donc plus perturbé par l'impact négatif des effets de bilan, rendant son coefficient plus élevé⁵⁶.

On détecte un impact positif de la dollarisation sur le *pass-through* du taux de change (δ_3), avec un coefficient égal à 1%. L'effet reste cependant peu robuste, car il n'est significatif que dans deux des spécifications.

Concernant les variables de contrôle, les résultats sont pratiquement identiques à ce qui était obtenu dans le modèle 2. On remarque tout de même une différence dans le coefficient δ_7 qui est beaucoup plus élevé (dans les valeurs négatives) et passe de -0,2% à -2% sous certaines spécifications. Ce résultat offre des conclusions complémentaires. La comparaison avec les modèles précédents permet en effet de montrer que l'ouverture au commerce semble influencer les différents canaux de transmission du *pass-through* et que ceux-ci ne réagissent pas en même temps. La [section 6.2](#) (modèle 6) semble apporter les mêmes conclusions.

5.5 Modèle 4 : taux de change nominal effectif

La modification appliquée ici consiste à remplacer le taux de change nominal bilatéral (avec le dollar) utilisé précédemment par le taux de change nominal effectif. Dans la littérature, c'est ce dernier qui est généralement utilisé lorsque l'on veut observer l'effet de *pass-through* du taux de change. Cependant, certains auteurs (Carranza et al. 2009 ; Reinhart et al. 2003) montrent que les économies d'Amérique latine étant fortement dépendantes du dollar (commerce

⁵⁵ Pour rappel, notre étude considère trois canaux, à savoir (i) le prix des importations, (ii) les effets de bilan et (iii) la compétitivité des entreprises exportatrices.

⁵⁶ Ces arguments sont également traités plus loin dans notre étude, lors de l'analyse des effets temporels (modèle 6).

extérieur, dollarisation partielle), l'utilisation du taux de change bilatéral avec le dollar prévaut. La modification qui est effectuée ici permet donc de vérifier que les deux taux de change utilisés (bilatéral et effectif) donnent des résultats semblables. C'est-à-dire de voir si le commerce international et l'économie des pays d'Amérique latine sont effectivement fortement liés au dollar américain. Pour le reste, la spécification est identique au **modèle 1**.

Les résultats sont présentés dans le [tableau 5.5](#) ci-après. Ceux-ci montrent que l'impact de la dollarisation sur le *pass-through* (δ_3) est proche de ce qui était obtenu avec l'utilisation du taux de change bilatéral (modèle 1). Concernant les autres variables, quelques différences sont observées. La première différence concerne l'effet de *pass-through* du taux de change (δ_2) qui est ici très rarement détecté, contrairement au modèle qui utilise le taux de change bilatéral (modèle 1). Deuxièmement, aucun effet des fortes dépréciations du taux de change n'est détecté ici (même en modifiant la valeur seuil pour les fortes dépréciations). Troisièmement, l'impact de l'ouverture au commerce sur le *pass-through* (δ_7) n'est jamais détecté, alors qu'il l'était dans le modèle 1. Finalement, l'impact des régimes de change sur l'inflation et le *pass-through* du taux de change est également moins souvent détecté. Ces résultats montrent que l'utilisation du taux de change bilatéral (avec le dollar) ou du taux de change effectif ne modifie pas fondamentalement les coefficients des variables (signe et valeur), mais influence la détection des effets. Ainsi, le taux de change bilatéral offrant une meilleure détection des effets de certaines variables – surtout pour l'effet de *pass-through* (δ_2) –, son utilisation semble plus adéquate pour notre étude, comme suggéré par la littérature (Reinhart et al. 2003 ; Carranza et al. 2009).

Tableau 5.5

Méthode 2SLS-données de panel avec effets fixes pays et temps.

	A	B	C	D	1	2	3	4	5	6	7	8
L.inf (δ_1)	0.95***	0.95***	0.94***	0.95***	0.91***	0.91***	0.90***	0.90***	0.95***	0.91***	0.95***	0.91***
L.dneer (δ_2)	-0.08**	-0.02	-0.02	-0.08*	-0.01	-0.06	0.02	-0.05	-0.05	0.007	-0.02	-0.003
dol*L.dneer (δ_3)		-0.005**	-0.004**	-0.005***			-0.005*	-0.006***	-0.004	-0.005***	0.004*	-0.005
S'(δ_4)									-0.4*			-0.32*
S'*dol*L.dneer (δ_5)									0.00			0.00
open (δ_6)					0.03**	0.03**	0.04**	0.04**		0.03***		0.03**
open*L.dneer (δ_7)					-0.003	-0.002	-0.002	-0.00		-0.001		-0.002
dgdg (δ_8)					-0.05	-0.05	-0.06	-0.06			-0.03	-0.06
dgdg* L.dneer (δ_9)					0.02	0.02	0.02	0.02			0.02	0.02
fixe (δ_{10})			-0.32*	-0.32**		-0.31		-0.3				
inter (δ_{11})			-0.12	-0.13***		-0.05		-0.008				
fixe* L.dneer (δ_{12})				0.02		-0.02		0.03				
inter* L.dneer (δ_{13})				0.07**		0.03		0.07**				
Corr x et terme d'erreur	0.30	0.28	0.28	0.26	-0.12	-0.09	-0.14	-0.13	0.22	-0.12	0.29	-0.15
Observations	710	710	710	710	710	710	710	710	710	710	710	710

Légende : Taux d'inflation calculé en glissement annuel. Taux de change nominal effectif (neer).

*** statistiquement significatif à 1% ; ** statistiquement significatif à 5% ; * statistiquement significatif à 10%.

6. Hétérogénéité entre pays et effets temporels

Cette section vise à observer si les résultats obtenus aux sections précédentes cachent de l'hétérogénéité entre les différents pays ([section 6.1](#)) et des effets temporels ([section 6.2](#)).

6.1 Modèle 5 : hétérogénéité entre pays

La modification consiste ici à appliquer une régression 2SLS par pays (il ne s'agit donc plus de données de panel) à une seule équation. L'analyse par individu permet d'observer l'hétérogénéité qui pourrait exister entre les différents pays d'Amérique latine concernant le *pass-through* et l'impact de la dollarisation sur celui-ci. C'est l'équation 3 qui est retenue, car celle-ci inclut la variable de dollarisation, ainsi que les variables de contrôle d'ouverture au commerce et de taux de croissance du PIB réel. Les variables de régimes de change ne sont pas incluses, car leur variation dans le temps au sein d'un même pays est faible et n'apporte donc pas d'information supplémentaire à l'analyse (raison pour laquelle nous n'avons pas choisi l'équation 4).

Mis à part ces changements, la spécification et les méthodes économétriques utilisées restent les mêmes que pour le **modèle 2.a** (voir [section 5.2](#)), c'est-à-dire en utilisant l'indice de dollarisation libre de varier dans le temps et l'inflation calculée de trimestre à trimestre.

Les résultats sont présentés dans le [tableau 6.1](#) ci-après. Ceux-ci montrent que l'effet de *pass-through* du taux de change est très hétérogène entre les pays d'Amérique latine. L'effet n'est détecté que dans deux pays, à savoir le Brésil et le Costa Rica, et leurs coefficients sont négatifs⁵⁷. L'impact de la dollarisation sur le *pass-through* du taux de change est également hétérogène entre pays et rarement significatif – seuls 5 pays sur 12 affichent un coefficient significatif. Lorsqu'un effet est détecté, le coefficient (δ_3) est tantôt positif, tantôt négatif. Concernant l'effet de la dollarisation sur l'inflation, lorsque celui-ci est détecté (Costa Rica et Honduras) son coefficient est négatif. Finalement, l'impact de l'ouverture au commerce sur l'inflation n'est détecté que dans deux pays (Argentine et Costa Rica) et son coefficient change de signe. Ces observations par pays sont intéressantes puisqu'elles permettent de montrer que même en conservant la spécification du modèle 2.a, les résultats cachent des différences profondes entre les pays d'Amérique latine étudiés.

⁵⁷ Carranza et al. (2009) montrent que l'effet de *pass-through* du taux de change peut devenir négatif dans les cas où les effets de bilan sont très importants.

Tableau 6.1 (équation 2)

Méthode 2SLS avec écarts-types robustes.

	ARG	BOL	BRA	COL	COS	GUA	HON	MEX	NIC	PER	URU	VEN
L.inf (δ_1)	0.44***	1.02	0.50***	0.38	-0.37	-0.19	0.36	0.18	-0.72	-0.1	0.68**	1.23***
L.dbil (δ_2)	0.28	3.18	-0.2*	0.15	-1.9**	-1.5	-1.4	0.02	104.8	0.7	-0.29	-0.47
dolt*L.dbil (δ_3)	0.05***	-0.08	0.01***	0.006	0.15***	0.1	0.11*	-0.07**	-4.8	-0.002	-0.00	-0.05
dolt (δ_{14})	0.08	0.01	0.01	0.03	-0.23**	0.03	-0.13**	0.07	6.1	0.01	0.01	-0.25
open (δ_6)	-0.13**	0.01	0.06	0.005	0.26***	0.1	0.04	-0.02	-0.8	0.08	-0.01	-0.19
open*dbil (δ_7)	-0.05***	-0.04	0.01	-0.01	0.003	-0.04	0.006	0.01*	0.7	-0.02*	0.01	0.04
dgdp (δ_8)	-0.14	-0.09	0.05	0.00	-0.2	-0.002	0.05	-0.007	2.0	0.02	-0.24**	0.11
dgdp* dbil (δ_9)	0.00	-0.13	-0.01*	0.02	-0.07*	0.17**	-0.06	0.008**	-1.6	0.015	-0.03	-0.006
R-carré	0.83	0.06	0.64	0.15	0.69	0.28	0.40	0.09	.	0.22	0.23	0.81

Légende : ARG=Argentine ; BOL=Bolivie ; BRA=Brésil ; COL=Colombie ; COS=Costa Rica ; GUA=Guatemala ; HON=Honduras ; MEX=Mexique ; NIC=Nicaragua ; PER=Pérou ; URU=Uruguay ; VEN=Venezuela.

6.2 Modèle 6 : effets temporels

La dernière modification consiste à utiliser la méthode des *local projections* (O.Jorda, 2005) afin d'étudier l'existence d'effets temporels dans l'effet de *pass-through* du taux de change et dans l'impact de la dollarisation sur celui-ci. Cette méthode permet de calculer une approximation locale des fonctions de réponse pour chaque horizon de prévision souhaité (O.Jorda, 2005). Notre choix pour l'utilisation de la méthode des *local projections* plutôt que la méthode VAR (Vecteur Autorégressif), qui est également couramment utilisée dans la littérature (voir Coulibaly et al. 2010 ; Ito et al. 2008 ; Bhundia, 2002), s'explique de la façon suivante. L'utilisation d'un VAR nécessite que celui-ci approxime correctement le processus de génération de données, ce qui est rarement le cas lorsque le VAR est d'ordre fini (Li et al. 2022). À l'inverse, les *local projections* proposées par O.Jorda (2005) ont l'avantage d'être robustes à une erreur de spécification (Li et al. 2022) et de pouvoir être estimées avec une régression 2SLS standard. Cette possibilité d'erreur de spécification est la raison pour laquelle notre étude ainsi que la nouvelle littérature préfèrent cette méthode.

Nous appliquons ici les *local projections* à la méthode 2SLS en variables instrumentales utilisée auparavant, c'est-à-dire avec écarts-types robustes, effets fixes pays et effets fixes temps. L'équation choisie est l'équation 4, avec une spécification des variables identique à celle du **modèle 1** (c'est-à-dire notamment avec l'inflation calculée en glissement annuel).

Rappel de l'équation 4 :

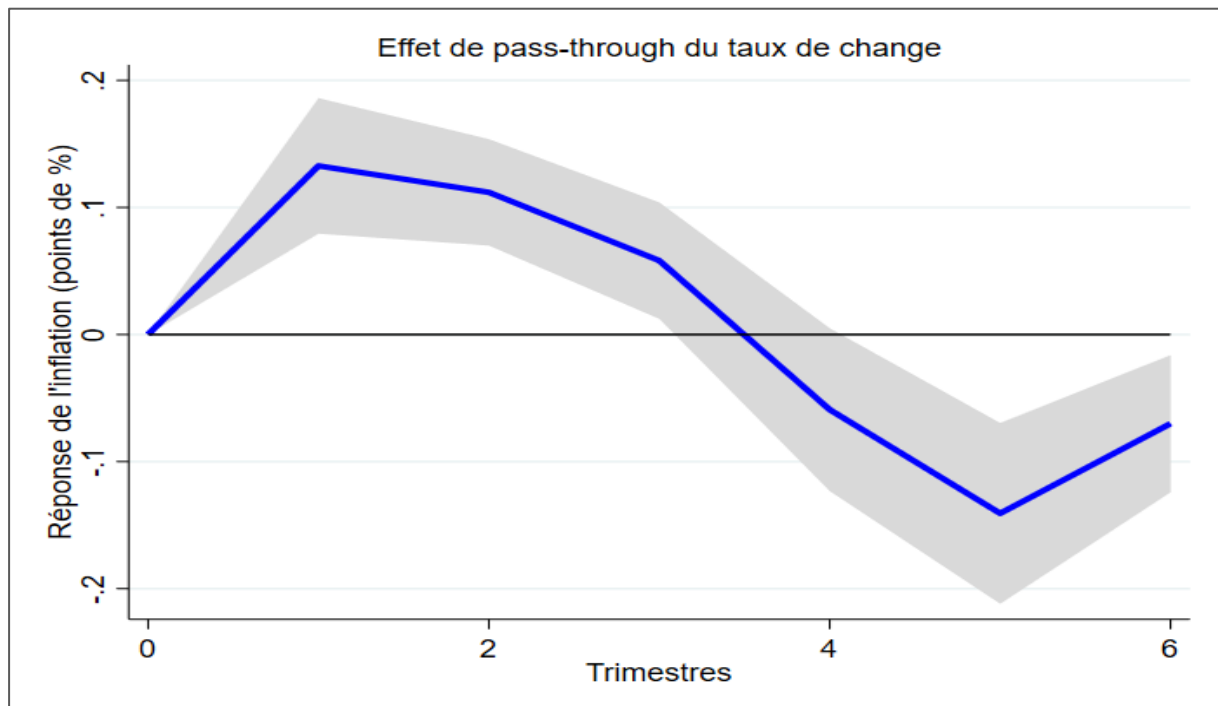
$$\pi_{it} = \delta_0 + \delta_1 \pi_{it-1} + \delta_2 \Delta \varepsilon_{it-1} + \delta_3 d_i^* \Delta \varepsilon_{it-1} + \xi \chi_{it} + u_{it}$$

Légende : Avec χ un vecteur regroupant les variables de contrôle pour l'ouverture au commerce, le taux de croissance du PIB réel, les régimes de change ainsi que tous leurs termes d'interaction.

Le [graphe 6.21](#) ci-dessous montre l'effet de *pass-through* du taux de change au cours du temps. La variation du taux de change est donc la variable de choc. Pour cela, nous utilisons les *local projections* (O.Jorda, 2005) avec un horizon de 6 trimestres et un intervalle de confiance à 95%. Les résultats obtenus montrent que l'effet de *pass-through* du taux de change varie dans le temps. Celui-ci est positif dans les 3 premiers trimestres qui suivent la dépréciation, mais s'atténue néanmoins. Au cours du troisième trimestre, l'effet de la dépréciation du taux de

change sur l'inflation devient nul, avant de devenir négatif pour les trimestres 4 à 6 qui suivent la dépréciation du taux de change.

Graphe 6.21



Légende : intervalle de confiance à 95%. Régression 2SLS en variables instrumentales avec effets fixes temps et individus et écarts-types robustes, appliquée à la méthode des *local projections* (O.Jorda, 2005).

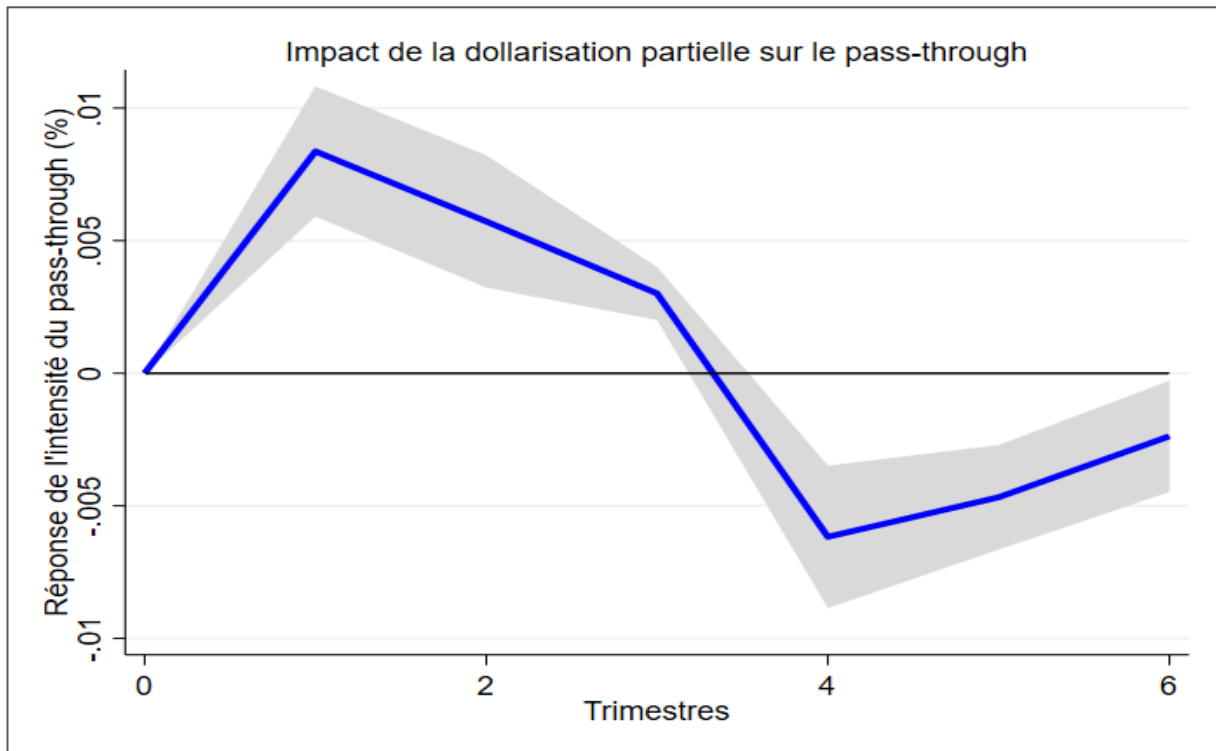
Bien que nous ne puissions pas le vérifier, l'hétérogénéité de l'effet dans le temps peut s'expliquer par le fait que les chaînes de transmission du *pass-through* du taux de change ne réagissent pas au même moment. Alors que la chaîne de transmission au travers du prix des importations réagit rapidement, les chaînes de transmission des effets de bilan et de la compétitivité peuvent mettre un certain temps à réagir, puisque les entreprises n'adaptent pas immédiatement leur niveau d'investissement. Dès lors il est possible que la hausse du prix des importations qui suit la dépréciation du taux de change soit la seule à jouer sur le *pass-through* à court terme, augmentant fortement l'inflation domestique. Par la suite, les effets de bilan et de compétitivité à l'exportation apparaissent, jouant l'un contre l'autre sur l'effet de *pass-through*. La force de la chaîne de transmission à travers les effets de bilan étant plus importante en Amérique latine (si l'on considère que la théorie du DCP est relativement bien vérifiée dans l'ensemble), ceux-ci font baisser l'investissement et in-fine l'inflation. Il est également possible

que l'inflation générée dans les premiers trimestres ait entraîné une hausse des coûts pour les entreprises exportatrices, et réduise donc leur compétitivité et leur investissement par la suite⁵⁸.

Le [graphe 6.22](#) ci-dessous montre l'impact de la dollarisation sur le *pass-through* au cours du temps. Le terme d'interaction entre l'indice de dollarisation et la variation du taux de change est donc la variable de choc (O.Jorda, 2005). Le degré de dollarisation a pour effet d'augmenter l'intensité du *pass-through* du taux de change pour les 3 premiers trimestres qui suivent la dépréciation, mais cet effet s'amenuise et devient finalement négatif à partir du quatrième trimestre. Comme pour le [graphe 6.1](#), cette hétérogénéité dans le temps peut s'expliquer par le fait que les chaînes de transmission du *pass-through* affectées par la dollarisation ne réagissent pas au même moment. On peut supposer que la dollarisation affecte d'abord positivement le *pass-through* car seule la chaîne de transmission des prix à l'importation est affectée à court terme. Puisque la dollarisation implique plus d'échanges commerciaux avec les États-Unis et que le taux de change considéré est relatif au dollar, une part plus importante des importations varie suite à la dépréciation du taux de change, générant plus d'inflation lors de la dépréciation. La présence de services locaux payables en dollar dans les économies les plus dollarisées intensifie encore l'effet sur l'inflation (voir [section 2.3](#)). Après un certain temps, les effets de bilan et de compétitivité vont modifier l'investissement des entreprises dans des sens opposés. La hausse de compétitivité des entreprises exportatrices, moins forte dans les pays dollarisés (si tant est que la théorie du DCP est vérifiée), peut en effet expliquer l'impact négatif de la dollarisation sur le *pass-through* du taux de change.

⁵⁸ La hausse des coûts pour les entreprises exportatrices peut entraîner une appréciation du taux de change réel, réduisant in-fine la compétitivité à l'exportation et donc la valeur nette de ces entreprises.

Graphe 6.22



Légende : intervalle de confiance à 95%. Régression 2SLS en variables instrumentales avec effets fixes temps et individus et écarts-types robustes, appliquée à la méthode des *local projections* (O.Jorda, 2005).

7. Principaux enseignements

Dans cette thèse, nous avons essayé de montrer dans un premier temps comment la variation du taux de change nominal pouvait affecter l'inflation domestique, un phénomène largement étudié et connu sous le nom de « *pass-through* du taux de change ». Dans un second temps, c'est l'impact de la dollarisation partielle sur ce *pass-through* que nous avons tenté de déterminer. Afin d'y parvenir, cette étude s'est inspirée de la méthodologie empirique proposée par Carranza et al. (2009)⁵⁹, tout en y apportant ses propres modifications. Premièrement, nous avons soumis les premiers résultats à pas moins de cinq modèles en panel différents et à deux modèles testant l'éventuelle hétérogénéité entre individus ainsi que l'évolution des effets dans le temps. À notre connaissance, aucune autre étude sur le sujet n'a mené ce type d'analyse. D'un point de vue purement théorique, cette étude s'inspire de la littérature sur la dollarisation et le *pass-through* (Reinhart et al. 2003; Carranza et al. 2009 ; Alvarez-Plata et al. 2007), mais établit également un lien nouveau avec la théorie du *dominant currency pricing* (Gopinath et al. 2019), ce qui n'avait encore jamais été fait à notre connaissance.

⁵⁹ Carranza et al. (2009) se reposent eux-mêmes sur la littérature existante, notamment pour le choix des variables de contrôle.

La **conclusion** principale de notre étude suggère que les résultats obtenus ne sont pas robustes à des changements mineurs dans la spécification utilisée. Il est cependant important d'apporter quelques précisions à cette conclusion générale.

7.1 *Pass-through* du taux de change

Nous détectons un effet de *pass-through* du taux de change positif et significatif dans plusieurs équations de chaque modèle en panel effectué. Celui-ci reste relativement stable (pour une même équation) entre les différents modèles, sauf dans le cas où le taux de change est considéré à la période contemporaine. Ce dernier point s'explique par le fait que nous modifions l'instrumentalisation des variables pour pallier au problème d'endogénéité, ce qui peut influencer les résultats. De manière générale, **nous détectons donc un effet de *pass-through* du taux de change positif en Amérique latine**, dont l'intensité correspond à la littérature sur le sujet (Reinhart et al. 2003 ; Carranza et al. 2009 ; Borensztein et al. 2016). Cela cache cependant une forte hétérogénéité entre pays, où l'on ne détecte un effet de *pass-through* que pour 3 pays sur les 12 étudiés. La méthode des *local projections* (O.jorda, 2008) montre également que l'effet de *pass-through* du taux de change n'est pas stable au cours du temps et que son impact (positif ou négatif) peut s'inverser. Ce dernier point pourrait s'expliquer par le fait que les chaînes de transmission du *pass-through* ne réagissent pas dans les mêmes délais suite à la dépréciation du taux de change. On peut en effet supposer que le prix des importations réagit directement, tandis que les effets de bilan et de compétitivité des entreprises prennent un certain temps à se manifester dans l'économie et sur les prix.

7.2 Dollarisation partielle

L'impact de la dollarisation sur le *pass-through* du taux de change est significatif et positif dans le modèle 1, dont la spécification est la plus proche de celle proposée par Carranza et al. (2009). Le coefficient obtenu est cependant 3 à 4 fois plus faible que ce qui est généralement observé dans la littérature (Carranza et al. 2009 ; Reinhart et al. 2003). En effectuant les tests de robustesse, **nous ne détectons pas d'impact clair de la dollarisation sur le *pass-through* en Amérique latine**. Certains articles de la littérature, à l'instar de Gonzalez Anaya et al. (2000) qui se focalisent sur un large groupe de pays d'Amérique latine dans les années 1980-1990, obtiennent des résultats similaires aux nôtres, à savoir qu'aucun lien n'est détecté entre le degré de dollarisation et l'intensité du *pass-through*. L'analyse par pays et la méthode des *local*

projections (O.Jorda, 2005) montrent une forte hétérogénéité entre pays de l'impact de la dollarisation sur le *pass-through* ainsi que des effets temporels non négligeables. Ces effets temporels peuvent eux aussi s'expliquer par le fait que les chaînes de transmission du *pass-through* qui sont affectées par le degré de dollarisation ne réagissent pas au même moment.

7.3 Enseignements complémentaires

Au-delà de ces conclusions, certains résultats complémentaires permettent de mettre en lumière d'autres effets intéressants liés au *pass-through* du taux de change.

- I. Les pays plus **ouverts au commerce** connaissent une inflation plus élevée. En effet, les pays fortement ouverts étant très dépendants du commerce international pour leur croissance, ceux-ci sont en général plus soucieux de maintenir la compétitivité de leurs exportations. Ces derniers favorisent donc la politique de change (compétitivité) au détriment de la stabilité de l'inflation (Jégourel et al. 2001). On notera également que l'ouverture au commerce et au marché des capitaux de manière générale peut rendre la conduite de la politique monétaire et le contrôle de l'inflation plus ardu. Ces résultats sont robustes à travers les modèles utilisés.

- II. Le *pass-through* du taux de change est plus faible dans les pays dont **l'ouverture au commerce** est importante. Ce résultat est robuste à travers les modèles utilisés. Cette observation peut s'expliquer de la manière suivante. Une hypothèse non développée par Carranza et al. (2009) et par Reinhart et al. (2003) – mais évoquée par d'autres comme Alvarez-Plata et al. (2007) – concerne les gains de compétitivité des entreprises qui vendent localement. En cas de dépréciation du taux de change, la hausse du prix des importations en monnaie locale qui en découle provoque en effet une hausse de la compétitivité des entreprises locales face aux entreprises étrangères. Les pays moins ouverts ayant par analogie une plus grande part d'entreprises vendant des biens non-échangeables, les gains de compétitivité de ces entreprises représentent une part plus grande que dans les pays fortement ouverts au commerce (le gain réalisé par le secteur non-échangeable des pays plus ouverts est moindre, ce secteur étant moins développé). Les gains de compétitivité engendrent une hausse de l'investissement des entreprises locales et génèrent la hausse des prix. Cette hypothèse n'est valable que dans le cas où le secteur non-échangeable profite de gains de compétitivité plus importants que le secteur échangeable. En effet, Carranza et al.

(2009) obtiennent le résultat inverse - c'est-à-dire où l'effet de l'ouverture au commerce sur le *pass-through* est positif - et explique cela par le fait que le secteur échangeable, plus développé dans les économies très ouvertes, est moins touché par les effets de bilan et profite des gains de compétitivité à l'exportation (*export push*).

- III. Les **régimes de change** plus rigides réduisent l'inflation de manière générale. Ce résultat est en adéquation avec la littérature sur le sujet.
- IV. Les **régimes de change** peuvent avoir une influence sur l'intensité du *pass-through*. En comparant les différentes équations, l'on constate que les régimes de change flexibles connaissent des *pass-through* du taux de change une fois et demi à trois fois plus importants que les régimes fixes et intermédiaires. Ce résultat va à l'encontre de ce qui est obtenu par Borensztein et al. (2016). Cependant, Borensztein et al. (2016) tout comme Reinhart et al. (2003) montrent également que l'intensité du *pass-through* dépend fortement de la crédibilité de la banque centrale, qui n'est pas considérée ici.
- V. Nous ne détectons pas **d'effets non linéaires** robustes dans l'effet du *pass-through* ou dans l'impact de la dollarisation sur le *pass-through*. Si, comme supposé par Carranza et al. (2009) ces effets non linéaires sont complètement représentés par les effets de bilan, alors nous ne détectons pas d'effets de bilan.
- VI. Il semble que la hausse de **l'investissement réel privé** mène à une hausse du taux d'inflation, contrairement au PIB réel pour lequel aucun effet n'est détecté. De plus, l'utilisation de l'investissement réel privé comme variable instrumentale permet de détecter un impact négatif de la dollarisation sur le *pass-through* pour certaines équations, là où le PIB réel n'en détectait aucun. Il est dès lors possible que l'utilisation de l'investissement réel privé comme variable instrumentale soit plus pertinente lorsqu'il s'agit d'étudier l'effet de *pass-through* et de la dollarisation sur ce dernier.
- VII. L'utilisation du **taux de change nominal effectif** ne modifie pas fondamentalement les résultats qui étaient obtenus avec le taux de change nominal bilatéral (lorsque les effets sont détectés). Néanmoins, l'utilisation du taux de change bilatéral (avec le dollar) permet de détecter l'effet de *pass-through* du taux de change beaucoup plus souvent que le taux de change effectif. Ceci tend à prouver que le dollar américain est la monnaie étrangère la plus utilisée dans les pays d'Amérique latine ici considérés, et que celui-ci influence largement

les chaînes de transmission du *pass-through* (prix des importations, effets de bilan et compétitivité des exportations). L'utilisation du taux de change bilatéral avec le dollar semble donc être le choix adéquat pour notre étude (voir également Carranza et al. 2009 ; Reinhart et al. 2003).

8. Critiques et recherches futures

Au-delà de la faible robustesse des résultats concernant l'impact de la dollarisation sur le *pass-through* du taux de change, plusieurs critiques et possibilités d'amélioration peuvent être formulées.

La **première** critique qui peut être faite à ce modèle est l'omission de variables pouvant influencer l'inflation et le *pass-through* du taux de change. Il s'agit notamment des anticipations des agents et de la crédibilité de la politique monétaire. Avec la critique de Lucas (1976), les anticipations des agents concernant la conduite des politiques publiques, et notamment la politique monétaire, se sont retrouvées au-devant de la scène. L'adoption des *forward guidance* par plusieurs banques centrales du monde dans les années 2000 – notamment la banque centrale européenne, la banque du Japon et la banque d'Angleterre – témoigne de l'importance de ces effets d'anticipation. Borenstein et al. (2016) montrent que la hausse générale de la crédibilité des banques centrales d'Amérique latine, qui provient notamment de l'adoption d'un ciblage de l'inflation (Gagnon et Ihrig, 2004), a eu pour effet de réduire l'intensité du *pass-through* du taux de change. La transmission de la politique monétaire dépend de l'effet de *pass-through* du taux de change, mais sa crédibilité – mesurée par exemple par les anticipations d'inflation – peut donc elle aussi influencer le *pass-through*. Le degré de dollarisation partielle est également lié à la crédibilité des banques centrales. Celui-ci peut avoir un impact sur les anticipations des agents concernant l'inflation – notamment via les effets de *currency mismatch* – et peut également être influencé par la crédibilité de la banque centrale. L'argument consiste ici à dire qu'une banque centrale moins crédible incite les agents à détenir une monnaie étrangère plus stable (ici le dollar américain), par peur de voir leur pouvoir d'achat diminuer suite à une inflation non contrôlée⁶⁰. Cela peut donc avoir pour effet d'augmenter la dollarisation partielle de l'économie (Reinhart et al. 2003). Dès lors, il est possible d'améliorer le modèle présenté

⁶⁰ Cet endettement en monnaie étrangère s'explique par le phénomène d'*original sin* ; c'est à dire l'incapacité de se financer en monnaie locale (Eichengreen et Hausmann, 2005) car les agents préfèrent prêter et détenir les monnaies étrangères plus stables - dans notre cas le dollar américain (Reinhart et al. 2003).

dans notre étude et de tirer de nouveaux enseignements en incluant des variables tenant compte de la crédibilité des banques centrales. Ceci peut se faire, soit en identifiant les banques centrales ayant opté pour un ciblage de l'inflation⁶¹, soit en ajoutant au modèle un indicateur de la crédibilité de la politique monétaire, telles que les anticipations d'inflation.

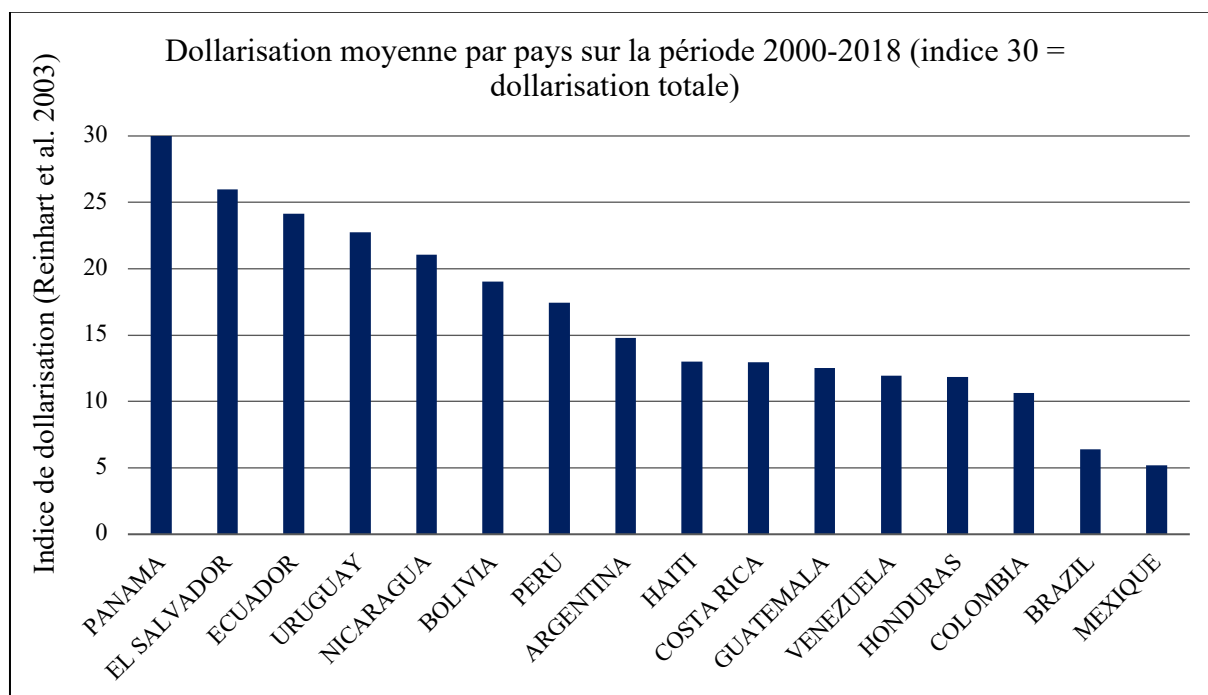
La **seconde** critique concerne l'analyse des chaînes de transmission du *pass-through* du taux de change. Étudier spécifiquement les différents canaux de transmission du taux de change développés dans Carranza et al. (2009) - à savoir le prix des importations, les effets de bilan et la compétitivité des entreprises exportatrices - permettrait de formuler de nouvelles conclusions, sans que celles-ci ne doivent rester de simples hypothèses. Cela nécessite malgré tout un grand nombre de données supplémentaires, parfois difficiles à trouver pour les pays émergents. L'analyse de ces différentes chaînes à travers le temps (via la méthode des *local projections* par exemple) serait également intéressante, puisqu'il est possible que celles-ci réagissent avec des temporalités différentes.

Comme point final, nous constatons qu'il reste encore beaucoup à explorer concernant l'impact que peut avoir la dollarisation partielle sur le *pass-through* du taux de change. En effet, comme le montre modestement notre étude, il reste difficile d'obtenir un consensus concernant les effets de la dollarisation partielle en Amérique latine. Nous espérons donc que cette étude pourra être le point de départ d'analyses futures plus approfondies permettant de mieux appréhender le phénomène de dollarisation et ainsi de choisir les politiques monétaires et de change les plus adéquates.

⁶¹ Si tant est que les banques centrales ayant opté pour un ciblage de l'inflation sont effectivement plus crédibles.

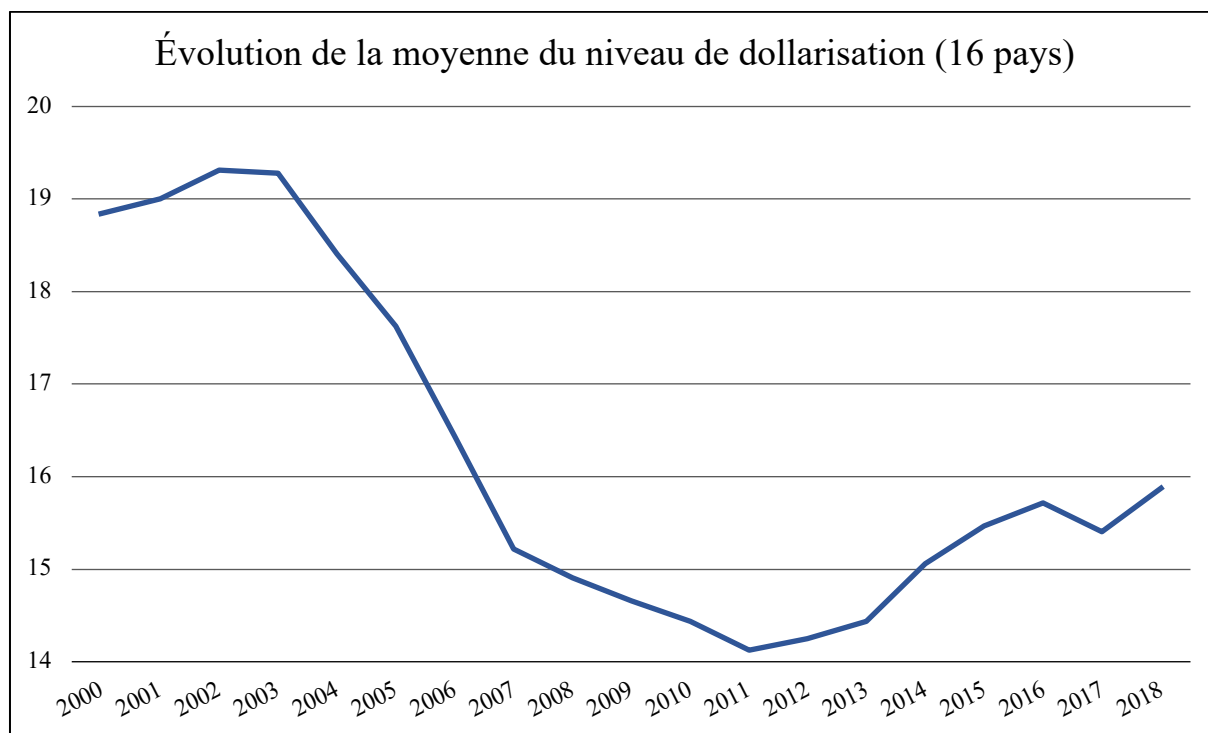
9. Annexes

Annexe 1



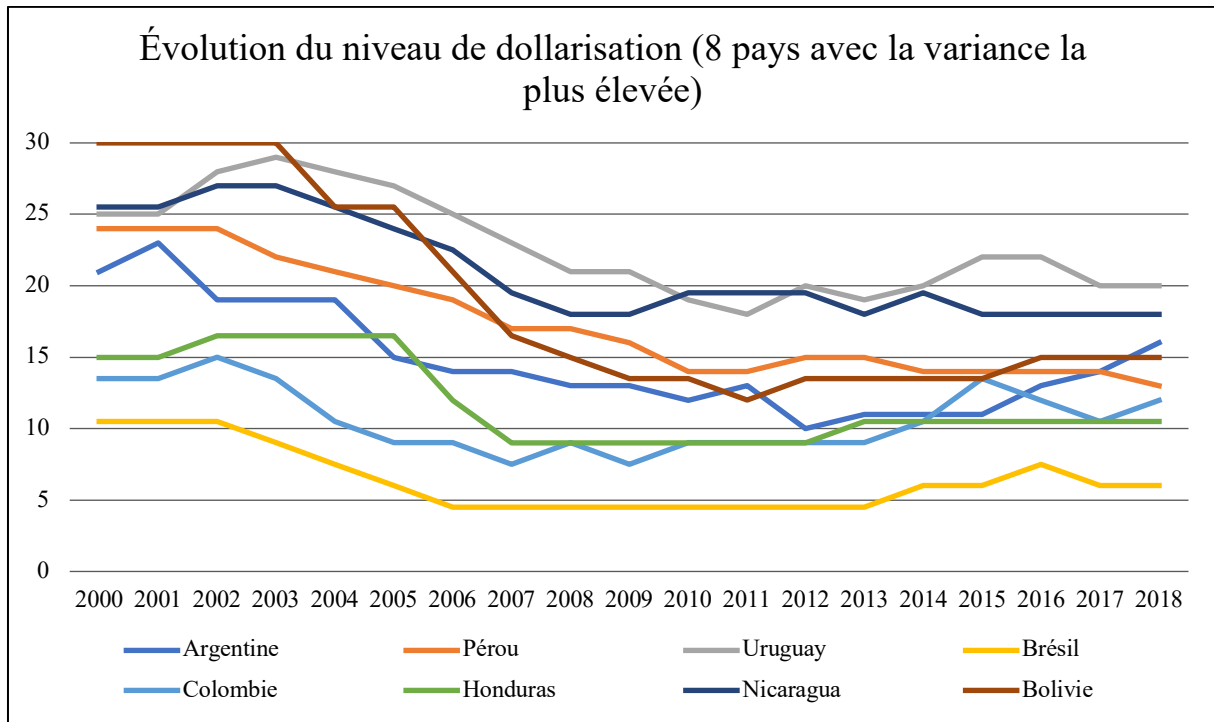
Source: Inter-American development bank (IDB). **Calculs de l'auteur.**

Annexe 2



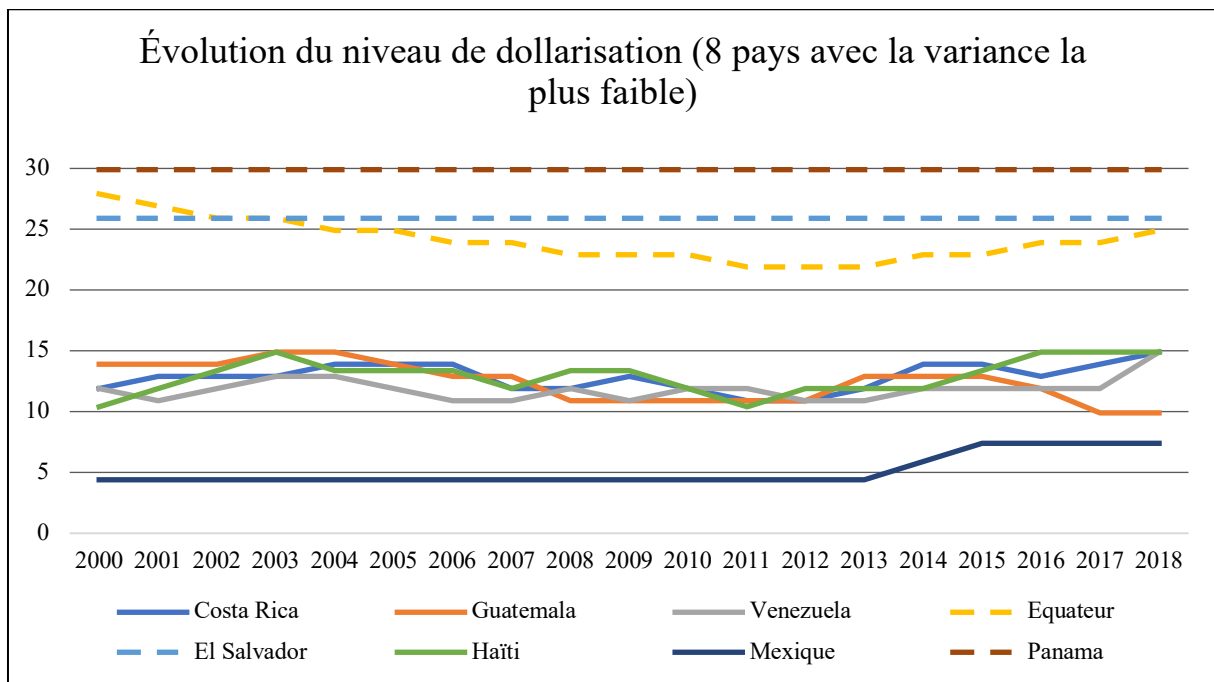
Source: Inter-American development bank (IDB). **Calculs de l'auteur.**

Annexe 3



Source: Inter-American development bank (IDB). **Calculs de l'auteur.**

Annexe 4



Source: Inter-American development bank (IDB). **Calculs de l'auteur.**

Études de la dollarisation : tableau récapitulatif

Auteurs	Objet de l'étude	Résultats
Carranza et al. (2009)	L'impact de la dollarisation partielle sur le <i>pass-through</i> du taux de change. Analyse des effets non linéaires de la dépréciation du taux de change.	La dollarisation partielle augmente l'intensité du <i>pass-through</i> du taux de change. Cependant, les effets non linéaires (effets de bilan) font que le <i>pass-through</i> se réduit plus fortement lorsque la dollarisation augmente.
Reinhart et al. (2003)	L'impact de la dollarisation partielle sur le <i>pass-through</i> du taux de change.	La dollarisation partielle augmente l'intensité du <i>pass-through</i> du taux de change. Il existe un lien positif entre la dollarisation et la « peur de flotter ».
Gonzalez et al. (2000)	L'impact de la dollarisation partielle sur le <i>pass-through</i> du taux de change.	Absence de corrélation entre la dollarisation et le <i>pass-through</i> du taux de change.
Alvarez-Plata et al. (2016)	L'impact de la dollarisation partielle sur la conduite de la politique monétaire.	La dollarisation partielle n'aide pas à atteindre l'objectif d'inflation et son impact sur le <i>pass-through</i> du taux de change pourrait même rendre cela plus complexe.
Ozyurt et al. (2020)	L'impact de la dollarisation officielle sur l'économie en général (inflation, croissance, réformes structurelles, vulnérabilité aux chocs externes, etc.), en Équateur.	La dollarisation officielle n'est pas une solution idéale aux problèmes que connaissent les pays d'Amérique latine (ici l'Équateur).
Mari Del Cristo et al. (2014)	L'impact de la dollarisation officielle sur le lien existant entre les EMBI (emerging markets bond index) et l'activité économique.	Dans les pays officiellement dollarisés, la hausse du EMBI n'entraîne pas de détérioration de l'activité économique, contrairement aux pays non dollarisés. Cependant, l'inflation n'est pas plus stable en moyenne dans les pays officiellement dollarisés.
Yeyati et al. (2006)	Lien entre la dollarisation partielle et la politique monétaire.	Les pays plus fortement dollarisés montrent une élasticité-prix plus élevée aux chocs monétaires, une croissance plus faible et plus volatile ainsi qu'une propension plus élevée à souffrir de crises bancaires. Les auteurs suggèrent aux pays de se dé-dollariser.

10. Bibliographie

Ari Aisen, Edson Manguinhane, Félix F. Simione (2021), An Empirical Assessment of the Exchange Rate Pass-through in Mozambique, *IMF Working Paper*, N°21/132.

Carmen M. Reinhart, Kenneth S. Rogoff, Miguel A. Savastano (2003), Addicted to dollar, *NBER working paper series*, N°10015.

Damodar N. Gujarati, Dawn C. Porter, (2009), *Basic econometrics*, New York: McGraw-Hill.

Eduardo Borensztein, Virginia Queijo von Heideken (2016), Exchange rate Pass-through in South America, *IDB Working Paper Series*, N°710.

Eduardo Levy Yeyati, Hélène Rey (2006), Financial Dollarization: Evaluating the Consequences, *Oxford University Press*, Vol. 21, No. 45, pp. 61+63-118.

Eduardo Levy Yeyati, (2021), Financial dollarization and de-dollarization in the new millennium, *Working Paper*.

Esteban Pérez Caldentey, Matías Vernengo (2019), The Historical Evolution of Monetary Policy in Latin America.

Ethan Ilzetki, Carmen M. Reinhart, Kenneth S. Rogoff (2021), Rethinking exchange rate regimes, *NBER Working Paper Series*, N°29347.

Georgios Georgiadis, Saskia Möhle (2019), Introducing dominant currency pricing in the ECB's global macroeconomic model, *Working Paper Series*, N°2321.

Gita Gopinath, Emine Boz, Federico J. Diez, Pierre-Olivier Gourinchas, Camila Casas, Mikkel Plagborg-Møller (2019), Dominant currency paradigm, N°1061954.

José Antonio González Anaya (2000), Exchange Rate Pass-through and Partial Dollarization: Is there a Link?, *Center for Research on Economic Development and Policy Reform*, N° 650-736-0480.

Luis Carranza, Jose E. Galdon-Sanchez, Javier Gomez-Biscarri (2009), Exchange rate and inflation dynamics in dollarized economies, *Journal of Development Economics*, N°89, pp. 98-108.

Luis Carranza, José E. Galdón-Sánchez (2004), Exchange Rate and Inflation Dynamics in Dollarized Economies.

Manuel Arellano (2003), *Panel Data Econometrics*, Oxford: Oxford university press.

María Lorena Marí del Cristo, Marta Gómez-Puig March (2013), Pass-through in dollarized countries: should Ecuador abandon the U.S. Dollar?

Patricia Alvarez-Plata, Alicia García-Herrero (2007), To dollarize or de-dollarize: Consequences for Monetary Policy.

Roberto Frenkel, Martín Rapetti (2010), A Concise History of Exchange Rate Regimes in Latin America, *Center for Economic and Policy Research*, N°202-293-5380.

